مبادئ علم دكتور إبراهيم على ابراهيم عبد كلية التجارة - جامعتي الأسكندرية وبيروت العربية

مبادئ علم الإحساع

2003 / 2004

حقوق التأليف والطبع والنشر محفوظة للمؤلف

سلانالغ الحر

مقدمية

إذ ذادت أهمية علم الإحصاء في الأونة الأخيرة، حتى أصبح من العلوم الأساسية التي, لا غنى عنها في مختلف البحوث والدراسات العلمية والتطبيقية في المجالات الإقتصادية والإجتماعية، بل ساعدت على تحقيق التقدم والمتعلور في ميادين عديدة كالطلب والهندسة والزراعة، وكذلك في مجال العلوم الإنسانية تعلم النفس والإقتصاد والإدارة والمحاسبة.

كما كان لتزايد إستخدام الأساليب الإحصائية أثراً فعالاً في إتخاذ القرارات وإجراء عمليات التقييم على أسس علمية وموضوعية في ظل تزايد التعقد في العمليات الاقتصادية في المشروعات الخاصة والعامة.

ونظراً لأن الدراسة الحديثة في كليات ومعاهد الاقتصاد والتجارة نتطلب أن يلم الباحث والطالب بالقدر الملائم من الأساليب الإحصائية وتطبيقاتها في المجالات الإدارية والإقتصادية والمحاسبية.

لذا تناولت الدراسة، تعريف علم الاحصاء، وطرق وأساليب جمع البيانات والمعلومات الاحصائية، وطرق عرضها وتصنيفها جدولياً وبيانيا، ومقاييس النزعة المركزية، ومقاييس التشتت المطلق والنسبى، ومنحنى لورنز ومقاييس الالتواء والعزوم والتفرطح المختلفة ومعاملات الانحدار والأرتباط والإقتران، بجانب الأرقام القياسية وتعديلها واختبارها، والسلاسل الزمنية بمكوناتها المختلفة كرسنة هامة من وسائل التخطيط والتنبؤ،

وقد روعى فى هذا الكتاب فى طبعته الأخيرة المعدلة والمنقحة تقديم الأساليب الإحصائية فى صورة مبسطة وتطبيقية بحيث تكون عوناً للباحثين وطلاب كليات النجارة والإقتصاد.

وأخيراً نأمل أن يجد الباحث والطالب في هذا المؤلف ما نرجوه له وما يرجوه لنفسه.

ونسأل الله العون والتوفيق ،،،

المؤلسف

الفصل الأول مقدمــة وتعــاريـف

تطور مفهوم علم الإحصاء تدريجياً منذ القدم حتى وصل إلى ما هو عليه الآن من أسس ومبادئ ونظريات ثابته ومعروفه ، كما تلازمت زيادة أهمية واستخدام هذا العلم بتطور مفاهيمه ونظرياته في مراحله المختلفة ، وذلك بفصل مساهمة مجموعة من العلماء والباحثين بأبحاثهم وخبراتهم القيمة في هذا المجال ، هذا بجانب ما أسهمت به الجمعيات العلمية للاحصاء واصدارها لمجلات متخصصة في هذا الشأن ، وأيضاً كأن لظهور وإنشاء الاقسام الاحصائية المتخصصة بالجامعات أثراً ملموساً وفعالاً في تطور المعاهد العلمية وظريات ذلك العلم وتطبيقاته في معظم أو كل مجالات الدياة العلمية والعملية تقرياً .

١ ـ نشأة وتطور علم الإحصاء :

بدأ مفهوم الإحصاء بمعنى الحصر والعد منذ قدماء المصريين ، حيث قاموا بحصر السكان، وثروة مصر، لأهداف سياسيه واجتماعية ، ولم يختلف الأمر في العصور الوسطى، حيث تم جمع الحقائق الخاصة بشئون الدولة ، وذلك بحصر أعداد السكان وثرواتهم ودخولهم لأسباب دفاعية وماليه محدوده كجبايه الصرائب ، لكن في القرنين الأخيرين تطور الحال إلى ما يعرف بالحساب السياسي بالدولة فتتاولت الإحصاءات الرقمية أعداد السكان واعداد المواليد والوفيات بها ، وإيراداف الإحصاءات الدولة ، هذا بجانب إنتاج الدولة من المحاصيل المختلفة ، وذلك لأهداف انمائيه ، ولتقديم البحمات الصرورية المسكان في مجالات متعددة كالزراعة والسحة والتعليم والإقتصاد والمساعدات الاجتماعية ولا نتكر ماحدث أخيراً من تطور هائل في علم الرياضيات لما له من أثر ايجابي وفعال على تطور الأسس الرياضية لعلم الإحصاء على أيدى علماء بارزين منهم جاوس، وبايز ، وباسكال، وبيرسون، وفيشر الخ ، عتحويله من فن إلى علم له أسسه ونظرياته ، كما كان لظهور الافروة الإدارية

والتخطيطيه في كثير من الدول في القرن العشرين أثراً بالغاً في إقتناع الخاصة والعامة من علماء ومسئولين بأهمية الحاجة إلى البيانات الإحصائية ، والطرق الاحصائية ، والنظريات الإحصائية في علوم ومجالات تطبيقية جديدة ، كعلوم النقلك ، والوراثة والأخياء ، وعلوم الزراعة والصناعة والأقتصاد والتجارة ، والطب وعلم النفس الخ، كما كان المزج بين علم الاحصاء وعلوم أخرى كادارة الأعمال والاقتصاد والزراعة والطب في ظهور علوم أخرى كبحوث العمليات والوقتصاد القياسي ... الخ ، حيث تعتبر النظريات والطرق الإحصائية في كل ما تقدم هي العامل المشترك في محاولاتها لإتخاذ القرارات في جميع أوجه نشاط إتخاذ القرارات في المجالات التطبيقه السابقة .

وأنعكاساً لكل ما سبق فقد أيقنت كافه دول العالم والهيئات الدولية المختلقة بأهمية الإحصاء في كافة المجالات، فسنت التشريعات لتنظيم العمليات والنشاط الإحصائي، بها، فأنشأت بها أجهزة مركزية، ومحلية متخصصة في مجالات الإحصاء تصدر عنها نشرات إحصائية دورية تغطى كافة المجالات السكانية والإجتماعية والتجارية والصناعية والزراعية والصحية الخ .

٢ ــ تعريف علم الإحصاء:

يمكن تعريف علم الإحصاء ، بأنه العلم الذي يهتم بالدراسات الخاصة بالمجتمعات والظواهر الإحصائية المقيسه، (١) من حيث جمع وتسجيل الحقائق الخاصة بها ثم تنظيمها وتلخيصها بطريقه يسهل معه عرض هذه الحقائق وتخليلها بما يساعد على تفهم إتجاهاتها وعلاقتها ببعضها البعض ، بهدف تفهم حقيقة هذه الظواهر والمجتمعات وتلمس القوانين والنظريات التي تحكمها بما يساعد على الوصول إلى تحديد قيمتها في الحاضر والتنبؤ بقيمتها في المستقبل سواء تعلقت هذه الدراسات بظواهر علمية بحتة أو اقتصادية أو إجتماعية، أى أنه

⁽¹⁾ وهى الظراهر التى هى نفسها عبارة عن مطومات رقمية أو يمكن تحويلها إلى مطومات رقمية ، حيث أن المنهاج الاحصائى بيداً أولاً بجمع المطومات عن الظاهرة موضوع البحث فاذا لم تكن هذه المطومات عبارة عن أرقمام أو يمكن تحويلها الى أرقمام يتخز بذلك تطبيق المنهاج الاحصائى .

يعتبر علم إتخاذ القرارات الموضوعية في ظل توافر معلومات محدودة بهدف التطبيق على كافة العلم الأخرى والتوصل إلى قرارات حكيمة تزيد من درجة الأطمئنان لمثل هذه القرارات.

٣ _ مجالات ومراحل علم الإحصاء :

(أ) من التعريف السابق لعلم الإحصاء يتبين أن مجالات علم الإحصاء تتحصر في مجالين:

أولهما: الإحصاء الوصفي (Discriptive Statistics).

ويتضمن الطرق العلمية لجمع البيانات عن ظاهرة معينة ، وتسجيلها وتنظيمها وفق تصنيف محدد ، وعرضها سواء في صورة جداول إحصائية أو رسوم بيانية أو هندسية ، تمهيداً لوصف مثل هذه البيانات بمقاييس تعبر عن خصائصها الأساسية عن طريق حساب مقاييس النزعة المركزية ومقاييس النثمت ، وغيرها من المقاييس الأخرى .

ثانيهما: الإحصاء الإستدلالي أو الإستنتاجي (Analytic Statistics)

ويتضمن مجموعة الطرق العلمية والإحصائية التي تقداول تقدير معالم المجتمع بناء على البيانات الإحصائية التي تم جمعها من عينه مسحوبة من هذا المجتمع باستخدام نظرية الاحتمالات، وذلك وفق مغاهيم ونظريات محددة كنظرية التقدير cstimation ، ونظرية إختبارات الغروض Test of hypotheses .

(ب) مراحل أو خطوات المنهاج الإحصائي (١)

أولاً : تحديد المشكلة ووضع الفروض .

ثانياً: جمع البيانات الإحصائية.

ثالثا : تحديد وتبويب وعرض البيانات الإحصائية .

رابعاً: تحليل البيانات الإحصائية .

 ⁽١) يلاحظ أن خطرات هذا المنهاج لا تختلف عن خطرات المنهاج العلمى في بحث أي مشكلة أيا
 كان مجالها.

خامساً : إستخلاص وتفسير وإستخدام النتائج الإحصائيـة .

وسنتناول في هذا الجزء كل من هذه المراحل بشئ من الإيجاز تمهيد لتناولها بالتفسيل في الأجزاء اللاحقه .

أولاً : تحديد المشكلة ووضع الفروض لحلها :

النيا : جمع البيانات الاحصائية :

تبدأ العملية الإحصائية بمشاهدة الظواهر الذي نرغب في دراستها ، ومن
هنا يتولد الإحساس بالمشكلة ووضع فرض مبدئي لتفسير الظاهرة موصوع
المحصالا) فإذا كانت المشكلة تروق للباحث ، فيتطلب الأمر منه تفسيرها وتحديد
أبعادها وتصور العلول الممكنة لها، ويتأتي ما سبق بوضع فرص مبدئي لتفسير
الظاهرة موضوع البحث لها ولا يتأتي ما نسق بوضع فرص مبدئي لتفسير
حيث نشأتها وأهمية دراستها، ونوع البيانات اللازمة لدراستها وسبل تعليليها
واستخدام نتاتجها، وباستخدام المفهرم السابق يسهل على الباحث تحديد البيانات
الواجب عليه جمعها في أسرع وقت وبأقل تكلفة من ناحية، ثم تقرير الباحث إم
القبول الجزئي أو الكلي للفرض المبدئي لتفسير الظاهرة أو رفضه والبحث عن
فرض آخر بديل وذلك بوضع حدود جديدة للمشكلة وبيان الطريق إلى حلها من
ناحية أخرى ويعتبر ما تقدم الخطوة الأولى في أي بحث علمي.

وسنهتم هنا بمصادر بيانات للمشكلة موصوع البحث، وهل سيتم الجمع من مصادر غير مباشرة (تاريخيه) أم من مصادر مباشرة (ميدانية)، وفي الحالة الأخيرة فهل يتم ذلك بأسلوب الحصر الشامل أم بأسلوب المينات، مم

⁽١) والغرض العبدئي، هو معاولة لفكرة محددة أو إقداح تجريبي ينصل بطيومة الظاهرة موضوع البحث، وهو يعتمد على براعة رخيرة البلعث فعثلاً ظاهرة البطائة بين العمال والغريجين ترجع أما المحال والغريجين ترجع أما ألى معتويات الأسعار أو مسويات الأجور أو كميات اللقد العجرة من الأحورة أو كميات اللقد العجرة المحتجدة والمحالة المحالة المحالة معتمدة أو معقودة أو محل المحالة المحالة مديدين لما أنصالاً بموضوع البحث فوية المعتمدة أو منظرة رأتر كل نمها على مشكلة البطالة مديدين لما أنهما انصالاً بموضوع البحث فوية المعتمدة أو منظرة عبد الإسائات عنه وتعليلها رقد تهما الأخرى.

الأخد فى الأعتبار طبيعة المجتمع موصوع الدراسة وطبيعة البيانات المطلوبة وحجمها والامكانيات المادية والبشرية والزمنية اللازمة لإعداد هذه الدراسة واخيراً الوسيلة المناسبة لجمع مثل هذه البيانات .

ثالثًا : تجهيز وتبويب وعرض البيانات الإحصائيــة :

وتتصمن هذه المرحلة بعد مراجعة كشوف البحث أو صحائف الإستبيان عمليه تجهيز وتبويب وعرض هذه البيانات وذلك بإجراء عمليات الترميز والتقيب ومراجعتها اذا كان حجم البيانات كبيراً والغزز والتبويب بطريقة تساعد على فهم مدلولها والاستفادة منها، ويكون ذلك بعرضها إما في صعورة جداول رقعية وتوضيحها في صعورة رسوم بيانيه أو أشكال هندسية خخالفة ، وتعبر هذه المرحلة هامة وضرورية خاصة إذا كان مصدر البيانات لأنه يساعد فيما بعد على تحليلها.

رابعاً : تحليل وقياس البيانات الإحصائيـة :

وتتضمن هذه المرحلة إجراء عمليات التحليل المختلفة بطريقة تدفق وإحدياجات المشكلة موضوع الدراسة وذلك باستخدام بعض المقاييس الاحصائية التى تصف لذا توزيع الطاهرة موضوع البحث بطريقة مختصرة ، وكذا قياس درجة تباين أو عدم تجانس توزيع بيانات هذه الظاهرة ، بالإضافة إلى تعديد العلاقة أو درجتها واتجاهها بين ظاهرتين أو أكثر ، بجانب استخدام هذه العلاقة للتدبؤ بقيم متغير (1) بدلالة متغير آخراً أو عدة متغيرات أخرى ، كل ذلك حسب ما يتفق مع طبيعة المشكلة التى يتم دراستها ، وبمطى آخر بإستخدام مقاييس النزعة المركزية ، ومقاييس التشتت والالتواء والإرتباط والانحدار . الخ.

خامساً: إستخلاص وتفسير واستخدام النتائج الإحصائيـة:

بإنتهاء مرحلة نحليل وقياس البيانات يصبح أمام الباحث الاحصائي نتائج رقميـة محددة مقعة ويتعين عليه بعد ذلك تضير هذه النتائج بحكمه ومهارة

⁽١) المتغير الاحصائي هو ظلهرة ما تأخذ قيماً مخطفة أر صور مخطفة تبماً للطروف المخطفة .

وموضوعية تنفق مع طبيعة التحليل الاحصائى الذى تم إجراؤه ، وبالطبع فإن عمليه التفسير المشار إليها لا تكون ذات طبيعة إحصائية بحته ، ولكنها تحتاج أيضاً لخبرات ذات معرفة علميه وثيقه بعوضوع البحث الإساسى، كل ذلك بعدف التنبؤ أو التقرير والتحقيق للظاهرة موضوع البحث ، أى أنه بعد وضع الباحث لفرض ما ، وقيامه بدراسات متعددة لتحقيق فرضه ، يمكنه باستخدام الأساليب الاحصائية والرياضية والمنطقيه إستخلاص نتائج مختلفة عن موضوع بحثه .

الفصــل الثــانى جمع البيانـات والمعلومات الإحصائيـة

يبدأ البحث الإحصائي سواء تعلق بظاهرة علمية أو أقتصادية أو الجنماعية بقيام الباحث أو الجهه المشرفة على البحث بمناقشة البيانات والمعلومات اللازمة عن الظاهرة موضوع الدراسة، وبعد إستقرار الرأى على هذه البيانات تبدأ أهم وأخطر مرحلة إحصائية، وهي مرحلة جمع هذه البيانات، فإذا توافرت فيها الموضوعية والدقة والبعد عن الأخطاء انعكن ذلك في دقة التحليل وصحة النتائج والإستنتاجات الإحصائية التي يحصل عليها الباحث أو الجهة المشرفة على البحث والعكس صحيح ، مع الأخذ في الإعتبار الإمكانيات المادية والعينيه والزمنية (الوقت اللازم الدراسة) المتوافرة لاجراء هذه الدراسة من القائمين عليه ومجال استخدام نتائجه ، لهذا كان علينا مناقشة كل ما يتعلق بمثل هذه البيانات (المعلومات) الاحصائية من حيث مصدرها ، وطبيعتها ، وطبيعتها ، وطبيعتها ،

 ١ - مصادر البيانات الاحصائية : يمكن تقسيم مصادر البيانات الإحصائية إلى مصدرين أساسين :

أولا : المصادر الأولية (التاريخية): ويطلق على مصادر البيانات التى قامت بجمعها ونشرها بنفسها بعض الجهات والهيئات المحلية والمركزية حكومية أو غير حكومية سواء أكانت قومية أو دولية ، وتتعلق بالظاهرة موضوع الدراسة ، فمثلاً الوثائق والتقارير الدورية وغير الدورية التى تتشرها الشركات والرزارات المختلفة وأجهزة الإحصاء المركزية والهيئات الدولية تعتبر مصادر أوليه (أساسيه) ، لكن لو تم نشر البيانات الاساسية الجهات المشار اليها عاليه بعد اقتباسها عن طريق جهات أخرى كالهيئات الصحفيه في جرائدها أو مجلاتها أو في منشورات لباحثين أخرين أو مؤلفي كتب وما شابه ذلك وفقاً لما تتطلبه مثل هذه البحوث أو أغراض النشر من تعديل أو تحوير في البيانات الأساسية فإن المصادر الأخيرة عطلق عليها مصادر ثانوية (غير أصلية)

وبالطبع الإعتماد على بيانات المصادر الأولية الأساسية أفضل من الاعتماد على بيانات المصادر الثانوية، فالأولى تعتبر مصادر مباشرة ، والثانية تعتبر مصادر عبر مباشرة ، هذا بجانب أن الأولى تحتوى على تضيرات وتوضيحات عن طبيعة مجتمع الدارسة ووحداته ، وكافة مستنداته بعكس الثانية، أيضاً فإن البيانات في الثانية قد تتعرض لأخطاء من جراء عملية نقل البيانات أو تفسيرها ، وأخيراً فإن من مزايا المصادر التاريخية أن تكاليفها المادية والعينية نظر والزمنية محدودة أو تكاد أن تكون منعدمة في أحيان كثيرة من وجهة نظر الباحث الأحصائي .

ثانياً : المصادر الميدانية : وفيه يقوم الباحث بنفسه بجمع البيانات التى يريدها مباشرة من ميدان بحثه ، ولا يلجأ الباحث إلى المصادر الميدانية إلا في عرالة استحاله أو تعذر الحصول على البيانات من المصادر التاريخية ، أما لعدم وجودها أو لصعوبة الحصول عليها أو لسريتها أو لعدم كفاية البيانات المنشررة بها لإجراء الدراسة المطلوبة ، ويتم جمع البيانات الميدانية من خلال تصميم الباحث لاستمارة إحصائية ، تحتوى على مجموعة من الأسئلة ، وبالحصول على إجابات على هذه الاسئلة يتوافر للباحث البيانات التى يتطلبها بحثه أو دراسته ، وبالطبع فإنه في مثل هذا النوع من مصادر البيانات ، يقتضى الأمر فيه الاتصال المباشر بعفريات مجتمع البحث لجمع الأجو به منها على طريق الاستمارات الإحصائية ، وبعد تجميع هذه الاستمارات وتفريغ بياناتها يتم تبويبها وتحليلها بهدف الوصول إلى نتائج إحصائية بعد دراستها، والصدر الميداني للبيانات يتطلب تكاليف مادية وعينية وزمنية تفوق بكثير والمصدر الميداني للبيانات يتطلب تكاليف مادية وعينية وزمنية تفوق بكثير مشيلاتها من المصادر الأوليه (التاريخيه) .

والسؤال الذي يتبادر إلى الذهن هنا ، كيف ، ومتى ، وأين يستخدم المصدر الميداني لجمع البيانات اللازمة للدارس أو الباحث ؟

وللإجابة على ما سبق يتطلب الأمر مناقشة كل من (باختصار) .

أساليب جمع البيانات من الميدان

- وسائل جمع البيانات من الميدان .

أولاً ؛ أساليب جمع البيانات من الميدان

أن معرفة كل من المعايير التالية هى التى تحدد الأسلوب الملائم لجمع البيانات الاحصائية من ميدان الدراسة :

أولاً: نطاق مجـال البحث أو الدراسـة (أى عـدد مـفـردات مجـتـمع الدراسة) .

ثانياً: الهدف من الدراسة.

فإذا كان نطاق مجال البحث واسعاً جداً ، أى إذا كان عدد مفردات مجتمع الدراسة كبير جداً ومحدداً وملموساً وعما إذا كانت طبيعة مفردات البحث والدراسة لا تتعرض كبير جداً ومحدداً وملموساً وعما إذا كانت طبيعة مفردات البحث والدراسة الوصول التلف أو الهلاك من جراء عملية العد أو الحصر، وكان الهدف من الدراسة الوصول إلى نتائج شامله ودقيقه عن مجتمع البحث، بغرض إستخدام هذه النتائج في إجراء دراسات أخرى أكفر شمولاً ودقة واحتياجا للمجتمع السكاني ، كأن تتخدم في عمليات التخطيط والتبنؤ بالمستقبل في مجال محدد على سبيل المشال ، في ظل الظروف السابقه يتطلب الأمر ضرورة إستخدام أسلوب الحصر الشامل بشرط توافر الإمكانيات المادية والعينية والبشرية والزمنية اللازمة للسكان والتعددات العامة للسكان والتعددات الواعية ، والصناعية الخ .

لكن إذا كان نطاق مجال البحث واسعاً وغير محدود أو ملموس مع تعرض مغردات مجتمع البحث التلف أو الهلاك من جراء عملية الحصر أو العد، وكان الهدف من الدراسة الوصول إلى نتائج أكثر دقة عن مجتمع البحث ، مع توافر إمكانيات مادية وعينية ويشرية وزمنية محدودة لاجراء البحث ، في مثل هذه الظروف يكون من المضروري إستخدام أسلوب ، العينات ، عند جمع البيانات من مجتمع الدراسة أو البحث .

(أ) أسلوب الحصر الشامل (التعدادات) (ensus) or (Camplete Caverage)

وفيه يتم جمع البيانات عن الظاهرة موضوع الدراسة من جميع مغردات المجتمع الإحصائى (population) المراد بحثه سواء أكان نطاقه أو مجاله واسعاً أو محدوداً وفى كلا الحالتين يتطلب هذا لأسلوب توافر إمكانيات مادية وبشرية وعينيه وزمنية أكبر نسبياً من أسلوب العينات .

(ب) : اسلوب العينات (أو المعاينة) (Sampling

وبمقتضى هذا الاسلوب يتم جمع البيانات عن جزء فقط من مغردات المجتمع الاحصائى، أى من عينه من هذا المجتمع يتم سحبها بطريقه ما بما تساعد في تعدم نتائجها على مجتمع البحث.

ولكل أسلوب ظروف. أو معايير . محددة يفضل فيها استخدامه والتي أجملناها فيما سبق كما أن لكل أسلوب منهما مزاياه وعيوبه .

مزايا أسلوب الحصر الشامل:

١ ـ خال من أخطاء الصدفة (الاخطاء العشوائية أو أخطاء المعاينة)

 ٢ ـ أسلوب الحصر الشامل نظراً لإتساع نطاق مجاله فانه يعطى صوره مفصله عن مفردات الظاهرة موضوع الدراسة .

عيوب أسلوب الحصر الشامل:

 الزيادة الكبيرة في التكاليف المادية والعينة والبشرية والزمنية اللازمة لإجراء الدراسة.

٢ ـ بسبب إنساع نطاق مجال الدراسة فيه فبجانب طول الوقت اللازم للانتهاء من الدراسة وما يؤد به ذلك من زيادة في التكاليف ، ففي كثير من الأحيان يؤدى ما سبق إلى فقد نتائج البحث حداثتها ربالتالى فيمتها.

تنشأ عن الحصر الشامل نوع من الأخطاء يطلق عليه الأخطاء العامة
 أو أخطاء التحيز (Bias Erior) وهي تنتج عن أسباب عديدة مرجعها مثلاً إلى

عدم شمول أو حداثه إطار مجتمع البحث ، أخطاء الأرهاق الناتج، عن عب العمل على القائمين بعمليه النعداد ، أخطاء ناتجه عن اعطاء مفردات مجتمع البحث إجابات خاطئة سهوا أو عمداً، هذا بجانب أخطاء ناتجة عن نراخى فى الجادة تصميم إستمارة البحث أو عدم فهم العداديين أو المبحوثين لمدلولات بعض الأسئلة بها، أخطاء ناتجة عند أعداد عمليات التصنيف أو التحليل التخ وهذه الأخطاء لا يمكن قياسها أو امكان ضبطها بدرجة كافية، ورغم أن نفس النوع من الاخطاء العامة يتعرض له أسلوب المعاينة، إلا أن نطاقها أقل نسبياً وهذاك فرصة أكبر لامكانية ضبطها عنه فى أسلوب الحصر الشامل بجانب سهولة اتخاذ التدابير اللازمة لمواجهة الأسباب المؤدية إليها.

إطار مفرداتها مما يستحيل معه إجراء البحوث الإحصائية عليها باستخدام أسلوب الحصر الشامل مثل مجتمعات الطيور والحيوانات المفترسة والاسماك...الخ.

مـزايــا أسلوب العينات :

١ ـ نظراً لأن العينه جزء من مجتمع البحث فإنه بإستخدام هذا الأسلوب سيكون هناك وقراً كبيراً في التكاليف المادية والعينة والبشرية والزمنيه الملازمة لإجراء الدراسة ، مما زاد من المكانية اجراء كثيرا من البحوث مع الاستفادة من نتائجها فورا وفقاً لهذا الاسلوب خاصة في مجالات لم يكن من المتصور قيام جهات أو هيئات معينه باجراء بحوث عليها لأسباب إقتصادية خاصة في الدول ذات الإمكانبات المادية المحدودة .

بُسبب صبق نطاق مجال الدراسة وفقاً لأسلوب المعاينة وبالتالى الخفاض تكلفته فإنه يؤدى إلى إمكانية إجراءات دراسات أكثر تفصيلاً بالتطرق إلى أسئلة أكثر عدداً نسبياً مما عليه عند إتباع أسلوب الحصر الشامل، مما سيزيد من تطيلات الدراسة وبالتالى دقة نتائجها وفقاً لهذا الأسلوب.

 ت يتعين بالضرورة استخدام أسلوب المعاينة في الحالات التي تتعرض مفردات مجتمع البحث فيها التدمير أو الهلاك الجزئي أو الشامل عند فحصها أو عدها كما هو الحال عند فحص جودة إنتاج اللمبات الكهربانيه ، أو فحص مجتمع الإنتاج البيض أو قياسات لمدى نوع معين من الصواريخ أو عند إجراءات فعص الدم الخ، حفاظاً على قيم وصلاحية مفردات مثل هذه الأنواع من الأشباع المنتجات،

٤ ـ إن أسلوب المعاينة بما حققه من مزايا تكاليفه ورَمنية ، ودقه فى النتائج، فتح الباب واسعاً لإجراء كثيراً من الدراسات والبحوث, والتجارب العلمية والمعملية فى كافة مجالات وميادين البحث العلمي ، والاستفادة الكاملة من نتائجها التى فاقت دقتها فى كثير من الأحيان نتائج الدراسات فى مثل هذه المجالات باستخدام أسلوب الحصر الشامل .

م. بسبب ضيق نطاق مجال الدراسة وفقاً لأسلوب المعاينة فقد أمكن زيادة الرقابة والضبط والتحكم في معظم الأسباب المؤديه إلى الاخطاء العامة (التحيز) التي تتعرض لها نتائج الدراسة مما قلل إلى حد كبير نسبياً من مثل هذه الأخطاء عنه في أسلوب الحصر الشامل، ويرجع لهذا السبب إلى حد كبير في كثير من الأحيان تفضيل أسلوب العينات عن أسلوب الحصر الشامل.

٦ ـ باستخدام أسلوب المعاينة ، فيما لو تم بطريقه علميه سليمه وباستخدام نظريه الاحتمالات ، يمكن التحكم فى خطأ المعاينة التى ينفرد بها هذا الاسلوب حتى نصل به إلى حده الأدنى، بما يزيد من دقه النتائج الممكن تعميمها بإستخدام اسلوب المعاينة ، بجانب مزاياه الاقتصادية والفنية الأخرى.

٧- يتعرض أسلوب العينات لخطأ التحيز وهو نفس الخطأ الذي يتعرض له أسلوب العصد الشامل ، وينشأ هذا الخطأ الأسباب كثيره، منها ما يرجع إلى مفردات البحث كعدم إعطاء الاجابات الصحيحة عن الاسئلة لسوء الظن بها أو الخرف من الادلاء بالاجابة الصحيحة عليها ، ومنها ما يرجع إلى الباحث مثل سوء تصميم استماره أو عدم شمول أو حداثه اطار البحث، أو لعدم القيام بالدعاية الكافية عن أهمية البحث والغرض منه، ومنها ما يعود لشخصية العدادين، وعدم كفاية تدريبهم، أو لسوء تسجيلهم للاجابات، أو الأسباب الأخرى في عمليات

التبويب أو التحليل، لكن نظراً لأن نطاق مجال العمل في أسلوب العينات محدوداً بالمقارنة بمثيله في أسلوب الحصر الشامل مما سيؤدى إلى زيادة درجة فعالية الرقابة والتنظيم والاشراف والمراجعة في أسلوب العينات عنه في أسلوب الحصر الشامل ومن ثم يقال من درجة خطأ التحيز وبالتائي دقة النتائج في أسلوب العينات عنه عي أسلوب الحصر الشامل.

عيوب أسلوب العينات :

1 ـ يتعرض أسلوب المعاينة إلى نوع آخر من الأخطاء ينفرد به هذا الأسلوب ويطاق عليه خطأ المعاينة أو خطأ الصدفه ، وهو راجع إلى أن العينه جزء من المجتمع ، ومهما كان أسلوب إختيار مفردات العينه ، والإحتياطيات العلمية والعملية المتخدة لأتاحة فرصة ثابته لكل مفرده مفردات المجتمع للدخول في مفردات العينة، فلابد من وجود فرق في المقاييس الاحصائية وينشأ الفرق في نتائج المقاييس المشار إليه بسبب طبيعة إختلاف وزن المفردات المختلفة الداخلة في مفردات العينة عنه في مفردات المجتمع ، وهذا الفرق يطلق عليه حطأ المعاينة والذي أمكن باستخدام نظرية الاحتمالات حساب قيمته ولمتوضيح ماتقدم نضرب المثال المبسط التالى :

إذا كان لدينا مجتمع إحصائى مكون من خمسة طلاب هم أ ، ب ، ج ، د ، هـ أطوالهم على الترتيب بالسنتيمتر ١٨٠ ، ١٦٥ ، ١٧٥ ، ١٩٠ ، ٢٠٠ وتم اختيار عينة مكونة من أربعة طلاب منهم، وأردنا قياس متوسط الطول لكل من المجتمع والعينة حيث أن:

عدد العينات الممكن اختيارها = ٥ق ، = ٥ عينات وهي كالأتي مع حساب متوسط الطول في كل عينة منها:

العینه (۲) (أ، ب ، ج ، هـ) ومتوسط الطول بها وسنرمز له بالرمز \overline{w}_{γ}

العينه (۳) (ب ، جـ ، د ، هـ) ومتوسط الطول بها وسنرمز له بالرمز س م ۱۸۲۰ - ۱۹۰ - ۱۸۰ - ۲۰۰ - ۱۸۲۰ سم ع

العينـه (٥) (أ، جـ، د، هـ) ومتوسط الطول بها وسنرمز له بالرمز س ٥

واضح أن متوسط الطول (\overline{u}) بين مفردات العينات يختلف عن بعضها البعض، وأيضاً يختلف عن متوسط الطول في المجتمع (μ) حيث هناك فرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع ويختلف هذا الفرق (خطأ المعاينة) أو الصدفة بين نتائج كل عينة ونتائج المجتمع ولقياس هذا الخطأ (متوسط العينة متوسط المجتمع ($\overline{u} - \mu$) حيث بيلغ هذا الخطأ.

- . الخطأ في العينة الأولى = 1000 1000 = 0.3 سم
 - (٢) الخطأ في العينة الثانية = ١٨٠ ١٨٢ = -٢ سم .
 - (٣) الخطأ في العينة الثالثة = ١٨٢، ١٨٨ = + ٥,٠ سم
- (٤) الخطأ في العينة الرابعة = ١٨٣,٧٥ ١٨٧ = + ١,٧٥ سم
- (٥) الخطأ في العينة الخامسة = ١٨٦,٢٥ ١٨٨ = + ٤,٢٥ سم

أى أنه قد يكون هذا الخطأ (خطأ الصدفة) سالباً في بعض العينات وموجباً في البعض الأخر ، لكن محصلته النهائية أى مجموعه من كافة العينات الممكنه لابد وأن يساوى (الصغر) ، ويتوقف قيمة خطأ الصدفة على عوامل كثيرة منها حجم العينة ، فالعلاقة عكسيه بين حجم العنيه وقيمة خطأ الصدفة المينما العلاقة طردية بين تباين المجتمع وخطأ الصدفة ، كما أن لطريقة إختيار العينة أثر على قيمة خطأ الصدفة فيقل كلما زادت الثقة في تمثيل العينة المعجم عنه اللهجتمع تمثيلاً صحيحاً ودقيقاً والعكس صحيح ، ونظراً لامكانية صبط وقياس المحبة المنافئة من ناحية وإمكانية العمل على أن يصل إلى حده الأدنى من ناحية أنائية ، وعليه فإن فرق خطأ التحيز في صالح أسلوب العينات عنه في الميوب المينات عنه في المينا المنفة والتحيز في العينة مينا لا ببنما بلغ خطأ التحيز في مجتمع ما ٦ ٪ في حين بلغ نفس الخطأ في عينة من نفس المجتمع ٢ ٪ ، فإن مجموع خطأى الصدفة والتحيز في العينة سيبلغ من نفس المجتمع ٢ ٪ ، فإن مجموع خطأى الصدفة والتحيز في مجتمع الدراسة (٢ ٪) ما تقدم يوضح أن إنفراد أسلوب العينات بخطأ المصدفة لا يقلل من قيمة وأهمية هذا الأسلوب في مختلف ميادين البحث العلمي .

٢ ـ أن عملية تحديد نوع العينة المسحوبة والتى تعتبر ممثلة للمجتمع تمثيلاً صحيحاً وصادقاً تعتبر هدفا أساسيا من عملية المعاينة حتى تكون أخطاء المعاينة في التتانج عند حدها الأدنى ، ولا يتأتى ذلك الا بمنع أو تقليل عملية التحيير عند إجراء عملية الإختيار لمفردات العينة من مفردات مجتمع الدراسة.

٣ - إن تحديد النوع والحجم المثالى للعينة التى تعطى أفضل النتائج من حديث الدقة المسحوبه من المجتمع يتوقف على درجه التجانس بين مفردات مجتمع الدراسة ، فتكون العلاقة عكسيه بين حجم العينه ودرجه التجانس المشار إليها، لذا فإن هذا الأمر يتطلب المعرفة الدقيقة لبعض خصائص هذا المجتمع مقدماً ـ ويدون هذه المعرفة أو تعذرها تصبح عمليه المعاينة نفسها متعذره ومستحيله ، ويمعنى آخر فإن أسلوب المعاينة لا يفضل أن يتم مستقلاً بذاته دون معرفة لخصائص المجتمعات التى ستتم دراستها من خلاله .

يتضح لنا مما نقدم أن مزايا وظروف استخدام أسلوب المعاينة حتمت الاهتمام بهذا الأسلوب ومحاوله زيادة دقة نتائجة ، وذلك بالعمل على التقليل أو القضاء على العيوب والمشاكل السابقة – حتى أصبح علماً قائماً بذاته سنعرض باختصار لدراسة بعض أنواع العينات الهامة، ولكن قبل ذلك لابد من تعريف إطار مجتمع البحث، ومبدأ العشوائية في إختيار العينات.

(أ) الإطار (Fram) :

قبل إختيار مغردات العينة يجب وضع جميع وحدات مجتمع البحث في قائمة مرتبة حسب الأحرف الهجائيه مثلاً فعند سحب عينه من سكان محافظة الاسكندرية فالإطار هو قائمة بأسماء جميع سكان محافظة الاسكندرية عند تاريخ سحب العينة أو أقرب تاريخ أعد فيه هذا الاطار ، وقد تكون وحدات الاطار هذا قائمة بأسماء الأسر بالمحافظة ، وقد تكون خريطة لمساحة أرض زراعية أو صورة شمسيه لها ... الخ ، وعليه ينضح لنا أن الإطار هو وسيله نحتوى على جميع وحدات مجتمع المعاينة ، وعلى ذلك يختلف الإطار من عين لأخرى طبقاً لطبيعة الدراسه ونوع العينة ، اكن يشترط فيه أن يكون

حديثاً، أي مشتملاً لجميع وحدات المجتمع الإحصائي أي غير غافل لاحتواء احداها من ناحية مع مراعاة عدم تكرار مثل هذه الوحدات به اكثر من مرة من ناحية أخرى ، حتى يتحقق مبدأ العشوانية كاملا ، عند القيام بعملية اختيار مفردات العنبة من خلاله (ب) مبدأ عشوائية الإختيار: أن العشوائية في الاختيار لا تعنى الإختيار حسيما أتفق أو بغير هدى وفقاً للمعنى العام للكلمة ، لكن العشوائية تعنى هنا إتاحه فرص متكافئة في الاختيار لكل مفردة من مفردات مجتمع البحث للدخول في العينة المختاره وبمعنى آخر لابد من توافر إحتمال متساوى لجميع وحدات المجتمع للدخول في الإختيار ضمن مفردات العينة، وممكن أن يتحقق مبدأ العشوائية المشار إليه بإستخدام أكثر من وسيلة علمية عند القيام بعملية الاختيار وفقاً لما سأتي فعا بعد:

(ح) أنواع العينات العشوائية : نظراً لإختلاف طبيعة وخصائص مجتمع البحث أوالدراسة من حالة لأخرى من ناحية، وأختلاف الهدف من الدراسة من ناحية أخزى رنظراً لأن الهدف من استخدام أسلوب العينات هو الرغبة في الحصول على بيانات عن مجتمع الدراسة بأقل تكلفه وفي الوقت المناسب مع جعل أخطاء المعاينة عند حدها الأدنى حتى لا تؤدى نتائجها غير الدقيقة إلى تقديرات غير دقيقة أيضاً من ناحية ثالثة ، لكل ما نقدم فهناك أكثر من نوع للعينات العشوائية نذكر منها بإيجاز مايلي :

1 _ العينــة العشوائيـة البسيطة (Simpl Randam Sample)

هى العينة التى يتم سحب مفرداتها على أساس تساوى أو تكافىء الفرص للإختيار لجميع مفردات مجتمع البحث للدخول فى مفردات العينة، أى لا يتم التحيز لأى مفردة من مفردات المجتمع على حساب المفردات الأخرى ، وهذا ليعنى أن نتيح لكل مفردة من مفردات مجتمع البحث إحتمال متساو ومستقل للدخول فى مفردات عينه البحث ، والأمر يقتضى منا لتحقيق مبدأ العشوائية السابق القيام بوضع وحدات المجتمع فى إطار مع إعطاء أرقام متسلسلة لكل مفردة من مفردات إطار المجتمع ، ثم اختيار مفردات العينة ، مفردة مفرده مع إستبعاد المفردات التى يتكرر دخولها حتى ننتهى من سحب كافة مفردات العينة ، اويمكن إجراء ما نقدم بأكثر من وسيلة أو طريقة على حسب حجم مفردات العينة المختارة .

 طريقة السلة أو الصندوق المثالي: وتستخدم هذه الطريقة إذا كان كلا من إطار المجتمع وعدد مفردات العينة صغيراً ، فمثلاً اذا أردنا سحب عينه مكونه من ١٠ أطفال من مجتمع يتكون إطاره من ٥٠ طفلاً هنا نحصل على ٥٠ بطاقة صغيرة متشابة من كافة النواحى، ونرصد على كل بطاقة منها رقماً إعتباراً من الرقم (١) حتى الرقم (٥٠) ثم نطوى الخمسون بطاقة بطريقة متطابقة تماماً ، ونضعها في السله أو الصندوق وتحلطها جيداً ثم نسحب المفردة الأولى ولتكن البطاقة التي تحمل الرقم (٨) فرضاً فنسجلها في قائمة مفردات العينة ثم نعيد هذه البطاقة إلى السلة مرة أخرى، ثم نخلط البطاقات جيداً مرة أخرى ويتم سحب المفردة الثانية ولتكن البطاقة التي تعمل الرقم (٢٤) وتقوم بتسجيلها في قائمة العينة ونعيد البطاقة إلى السلة وتقوم بالخلط جيداً مرة ثانية ثم سحب المفردة الثالثة ولتكن تحمل الرقم (٨) وحيث أن هذا الرقم ظهر في السحية الأولى فلا يسجل حتى لا تتكرر مرتين ولكن تعاد هذه البطاقة إلى السله ويتم السحب للمفردة الثالثة مرة أخرى وهكذا نكرر العملية المشار إليها عاليه إلى أن نصل إلى قائمة مكونه من ١٠ أرقام مختلفة وتترجمها بأسماء الأطفال الذين يحملون الأرقام المختاره وهي التي تكون مفردات العينية العشوائية اليسبطة المطلوبة التي سنجرى عليها الدراسة المطلوبة.

- طريقة جداول الأعداد العشوائية : وتستخدم هذه الطريقة سواء كان حجم العينة صغيراً أو كبيراً ، وتتميز عن الطريقة السابقة بالبساطة والسهولة ، حيث أعدت مقدماً جداول يطلق عليها جداول الاعتداد العشوائية قد تكون مكونه من رقمين متجاورين أختيات عشوائياً من مجموعة الأعداد (٠٠، ٢٠، ٢٠، ١٠٠) ورتبت في عدد من الصفوف وعدد من الأعمدة، وبالرغم من أنها مرتبه رقمياً في كل صف أو عمود من رقمين الا أنه يمكن تحويلها إلى أعمدة أو صفوف مكونه من لألثة أو أربعة أو خمسة أرقام أو أي عدد أخر وذلك بضم رقمي العمود الأول والرقم الأول من العمود الثاني) أو أرقام العمود الأول والثاني ، والرقم الأول من العمود الأول والثاني ، والرقم الأول من العمود الأول والثاني ، في المورد الأول من العمود الأول والدائم في نهاية الكتاب .

```
£٨
                                 ٩٨
                       47
    T7 77 75 TY
                                      AT 01
                                                      94
                            49
                           . 04
۸۲
    20 FY Y7 70
                       ٧١
                                 ٤٣
                                      91 V. 17
                                                      40
    A1 EY TV 15
                                 ٠,
                                         £9 TT
```

ويتم إختيار عينة الأطفال السابقة لو بدءنا عشوائيا من العمود الثالث في

الجدول السابق كما يلي : (۱۲، ۲۱، ۳۲، ۳۲، ۳۲، ۲۰، ۲۰، ۲۰، ۲۰۰) على الترتيب ، ونلاحظ إننا استبعدنا الأرقام الأكبر من اكبر رقم في إطار المجتمع هو (۰۰) و أخذنا الأرقام الأقل مع استبعاد الأرقام المتشابهة التي

نكررت ، حتى لا يكون هناك تحيز لمفردات الأرفام المكرره مع ملاحظة أنه يمكن اختيار نقطة الابتداء من أي مكان عشوائياً سواء من الأعمدة أو من الصفوف مع ثبات الطريقة المختارة حتى الانتهاء من اختيار عدد مفردات العيدة سواء بإتخاذها تتابعيا إلى أسفل أو أعلى أو يمين أو يسار الرقم الأول المختار.

ونلاحظ أن مبدأ العشوائية هنا متوافر عند إعداد الأرقام العشوائية لهذا العبدول لأن كل خانة فيه تم إختيارها عشوائياً هذا بجانب أن ترتيبها تم عشوائياً كما يتم إختيار نقطة الإبتداء عشوائياً، وأخيراً النظام الهندسي المستخدم كما يتم إختيار نقطة الإبتداء عشوائياً، وأخيراً النظام الهندسي المستخدم من واقع هذه الجداول العشوائية إختيار أي عينه مهما كان عدد مفرداتها أو عدد مفردات إطار مجتمع البحث فإذا بلغ الأطار الكلي ٥٠٠٠ وحجم العينة ونه فإننا نضم عمودين معا قد يكونا الأول والثاني أو الثاني والثالث. الخ لتكون الأرقام المختارة منها مكونة من خانات (الاحاد/والعشرات/والمئات/والمئات/الألوف) كما هو الحال في أكبر رقم يتكون منه الاطار (٥٠٠٠) ثم نختار (٥٠) مفردة بالتتابع مع ملاحظة عدم التكرار ، أي استبعاد الأرقام التي سبق ظهورها في الأعدة أو الصغوف واستبعاد الارقام التي نزيد عن (٥٠٠٠) إلى أن ننتهي من إختار مقردات العدة .

الحاسبات الالكترونية (الآليـة) :

وأخيراً إذا كان مجتمع الدراسة واسعاً جداً أنى أن مفردات مجتمع البحث كبيراً جداً ، وأيضاً عدد مفردات العينة كبيرة نسبياً ، فيمكن استخدام النظام الالكترونى أى الحاسبات الآلية عند لختيار مفردات العينة وهي عبارة عن آلات حديثة نقوم بآلاف العمليات المتنوعة في وقت قصير جداً ومجهود أقل وأيسر مما تتطلبه طريقتى السلة وجداول الأرقام العشوائية (اليدوية).

ويقصيل السيخدامها إذا كانت مفسودات الإطسار متجانسة، لكن إذا كانت مفردات الإطسار متجانسة، لكن إذا كانت مفسودات الإطسار متجانسة، لكن إذا كانت مفردات الإطسار متجانسة، لكن إذا كانت مغردات الإطار غير متجانسة فإن هذا النوع من العينات لايكون ممثلاً المجتمع غير دقيقة ، هذا بالإضافة إلى أن إستخدام هذا النوع من العينات لايكون مستحباً أذا كانت مفردات العينة المطلوبة بينما مفردات الإطار منتشرة على نطاق واسع جغرافية ذلك لأن مغردات العينة وفقاً لهذا النوع من العينات في الحالة السابقة قد تتضمن مفردات تقع في مناطق نائبة بحيث يتعفر الوصول إليها أحياته أو أن الوصول إليها يزيد من عامل التكلفة المادية والبشرية والبشرية بما يقلل من فائدة أسلوب المعاينة أو يشوبه لو تم إهمال ممثل هذه المفردات ، وأخيراً هذا النوع من العينات يحداج إلى إعداد إطاراً شاملاً وحديثاً ورائدي يستميل إعداده في بعض الحالات كما يكون إعداده مكلفاً في أحيان أخرى.

(Strati Fiecl Sample) _ ٢ _ العينة الطبقية

إذا كانت مفردات مجتمع الدراسة غير متجانسة ، ويمكن تقسيم هذا المجتمع إلى عدة أقسام أو طبقات متجانسة فيما بينها وذلك وفقاً لمميار محدد ، بحيث تتجانس إلى حد كبير ـ مفردات كل طبقة مع بعضها البعض وفقاً لذلك المعيار بينما تختلف مفردات كل طبقة عن الأخرى وفقاً لنفس المعيار، فمثلاً إذا كنا ندرس مستويات الدخول السنوية لسكان منطقة معينة ، فإنه يمكن تقسيم سكان تلك المنطقة إلى مجموعة من الطبقات وفقاً لمستويات الدخول كطبقة

الممال العاديين ، وطبقة العمال المهنين وطبقة الموظفين الحكوميين ، ثم طبقة رجال الأعمال ، وأخيرا طبقة أصحاب المهن الحرة ، وبإستخدام الإجراء السابق فإننا نعمل على التقليل من عدم التجانس بالنسبة لمعيار الدخل بين مقردات مجتمع الدراسة كاملاً، وحتى تكون العينة ممثلة المجتمع تمثيلاً صحيحاً، فإننا نعتبر كل طبقة مجتمعاً مستقلاً حيث نسحب بطريقة عشوائية بسيطة عدد من مفردات كل طبقة تتناسب مع مجموع مغردات هذه الطبقة ، بحيث يكون مجموع المغردات المسحوبة من الطبقة المختمع لكى ، والمينة الطبقية اذا كانت تمثل بالتساوى أو نسبياً تعتبر أفضل تمثيلاً لمجتمع الدراسة فيما لو تم سحب نفس حجم العينية بطريقة عشوائية بسيطة من المجتمع الكراسة فيما لو تم سحب نفس حجم العينية بطريقة عشوائية بسيطة من المجتمع الكلى .

وتتميز العينة الطبقية بأنها تقضى على مشكلة الإختلاف الكبير بين مفردات المجتمع - فى العينات المشوائية البسيطة - بتقسيمة إلى طبقات متجانسة ، كما أن استخدام العينة الطبقية يقال من خطأ التحيز بالعينات فلا يكون هناك تخوف من تركز مفردات عينه الدراسة فى المثال السابق فى طبقة بطبيعتها ذات متوسط دخل مدفقص أو العكس يكون التركز فى طبقة بطبيعتها ذات مدوسط دخل مرتفع ، ومن ثم لايعكس متوسط الدخل النائج القيمة الحقيقية الدقيقة المتوسط المشار اليه والتى يمكن تعميمها على المجتمع ككل ، وأخيراً فإن العينات الطبقية بأساريها السابق تساعد إلى حد كبير على تسهيل إعداد إطارات الدراسة لمفردات كل طبقة بدلاً من إعداد إطار شامل لمفردات الطبقات، كما أنها تمكننا من الحصول على عامة لمجتمع الدراسة ككل .

Multi - Stage Sample) _ ٣ _ العينية متعددة المراحل

ولا يختلف هذا النوع من العينات عن العينات العشوائية البسيطة إلا في طريقة الإختيار فقط ، حيث يتم الإختيار على مراحل متعددة مع توافر مبدأ المشوائية في كل مرحلة ، وهنا يتم تقسيم المجتمع إلى أقسام متجانسة ويتم الإختيار العشوائي لعدد من المفردات بكل قسم بحيث يتم ذلك تتابعياً فيتم الاختيار العشوائى من القسم الاول كمرحلة أولى ثم يتم الاختيار العشوائى من القسم الثانى كمرحلة أنانيه ، وهكذا حتى نصل إلى الإختيار فى المرحلة النهائية فمثلاً إذا كنا بصند إعداد دراسة عن مستويات التحصيل لمادة جديدة بين طلبه المدارس الشانوية ، فإنه بدلا من إختيار عينه من الطلبة على مستوى الجمهورية بأسلوب العينات العشوائية البسيطة لما يحتاجه من وقت وتكلفة كبيرة فإنه بمكن أن تتم هذه الدراسة بأسلوب العينة متعددة المراحل ويتم ذلك كما طر. :

 ١ ـ تقسم الجمهورية إلى محافظات واعداد إطار باسماء هذه المحافظات ولتكن ٢٦ محافظة واختيار إحداها عشوائياً كمرحلة أولى

 ٢ ــ تقسم المحافظة التى تم إختيارها عشوائياً فى المرحلة الأولى ولتكن المحافظة رقم (٤) إلى أقسام وفقاً للمراكز الادارية وليفترض أنها تتكون من ١٠ مراكز ادارية واختيار إحداها عشوائيا كمرحلة ثانية .

٣ ـ تقسيم المركز الإدارى المختار في المرحلة الثانية وليكن المركز رقم
 (٨) طبقاً للمديريات التطيعية ونفترض أنه يتكون من (٧) مديريات تعليميه واختيار مديرتين تعليميتين منها كمرحلة ثالثة

ع - تحديد عدد المدارس الثانونية بكل مديرية من المديريات المختارة
 في المرحلة الثالثة والنفترض أن عدد المدارس الثانوية بالمديرتين المختارتين
 (٢٠) مدرسة فيتم إختيار (٤) مدارس منها عشوائيا كمرحلة رابعة

 مديعد إطار باسماء الطلبه في الـ(٤) مدارس التي تم إختيارها في المرحلة الرابعة وتختار منه مفردات العينة المحدد للاراسة المطلوبة كمرحلة خامسة.

مما تقدم يتضح أن:

(أ) أن الدراسة تركزت في عدد محدود من المدارس الثانوية بإحدى مراكز محافظة محددة مما سيؤدى إلى اتمام الدراسة في أقل وقت ممكن وبأقل تكلفة ممكنة .

(ب) إن إعداد إطارات محددة بكل مرحلة أى لعدد المحافظات ، والمراكز . الادارية باحدى المحافظات ، وعدد المديريات التعليمية باحدى المراكز، وعدد المدارس الثانونية التابعة لمديرية تعليمية محددة ، واسماء طلبة إحدى المدارس الثانوية ، أسهل وأوفر وقتاً ومجهوداً وتكلفة من إعداد إطار شامل بطلبة المدارس الثانوية على مستوى الجمهورية .

\$ _ العينـة المنتظمـة (Systematic Sample)

وبمقتضاها يتم إختيار مفردات العينة في تتابع منتظم من مفردات مجتمع الدراسة ، وبمعنى آخر يتم ترتيب مفردات مجتمع الدراسة بطريقة محددة لها علاقة بموضوع الدراسة ، على أن نقسم مدى نطاق مجتمع الدراسة بعد يقد ترتيبه إلى أقسام متساوية تتحدد بعدد مفردات العينة المراد إختيارها ، وهذا يعنى أن طول القسم الواحد المنتظم = مجموع بحدات مجتمع الدراسة ثم نختار عشوائيا المفردة الأولى للعينة من مفردات القسم الأول في مجتمع الدراسة وتحديد ترتيبها به ، وهنا نوقف عملية الإختيار لباقى مفردات العينة ، على ستحدد أرقام باقى مفردات العينة تلقائيا بدرن اجراء اختيار وذلك بإضافة طول القسم على ترتيب المفردة الأولى المختارة فيتحدد ترتيب المفردة الثانية ، وهكنا .

فمثلاً في مجتمع مكون من ١٠٠٠ عامل في صناعة معينة وأردنا إختيار عينه مكونة من ١٠٠ عامل من هذا المجتمع فيمكن تقسيم هذا المجتمع بعد ترتيبه أبجديا مثلاً إلى أقسام متساوية طول كل منها = ________ ١٠٠ قسم منتظم .

ويأخذ عمال القسم الأول الأرقام من (۱ ـ ۱۰۰) ، والقسم الثانى (۱۰ ـ ۲۰۰) والقسم الأخير (۱۰ ـ ۲۰۰) و هكذا حتى القسم الأخير من (۱۹۰ ـ ۹۹۰۱) .

ثم نختار عامل واحد من القسم الأول (١٠ ـ ١٠٠) عشوائياً ولنفرض أنه العامل رقم (٤٣) ومن ثم بتحديد رقم العامل الأول رقم (٤٣) تتحدد أرقام بقية عمال العينة كمايلي :

العامل الثانى – ترتيب العامل الأول + طول القسم المنتظم – ٣٣ + ١٠٠ – ١٤٣ العامل الثالث – ترتيب العامل الثانى + طول القسم المنتظم – ٣٤٢ + ١٠٠ – ٢٤٢

و هكذا

العامل الأخير = ترتيب العامل قبل الأخير + طول القسم المنتظم.

. 9987 - 100 + 9887 -

ويتميز هذا النوع من المينات بالسهولة والبساطة في عملية الإختيار من
ناحية ، واختصار وقت سحبها وتكلفتها من ناحيه ثانية ، كما يمثل مجتمع
الدراسة كله في عينه الدراسة بما يجعلها ممثله تمثيلاً صحيحاً لمجتمع الدراسة
في كثير من الاحيان من ناحية ثالثة ففي الاطار الذي قمنا بإختيار مفردات
المينة منه في المثال السابق ، نجد أن عمال العينة المنتظمة المختارين من
الاطار المشار اليه سوف تتضمن عدد متساوياً من كافة الأقسام والمهن
والدرجات الوظيفة ، بما يجعل مثل هذه العينة من العمال أصدق تمثيلاً لمجتمع
الدراسة وبالتالي أقل تأثراً بخطأ الصدفة وبالتالي تحيزاً للتقديرات بهذه العينة
بالمقارنة بالعينات العشوائية البسيطة أو العينات الطبقية.

وما يعيبها هر فى إستخدامها اذا كان إطار مجتمع الدراسة يعكس إنجاهات دورية الظاهرة موضوع البحث وكان طول القسم مساوياً لطول الدورة ، كأن يكون فى المثال السابق وجود رئيساً للعمال لكل مائة عامل وليكن العامل رقم (١٠٠) فى القسم الأول والعامل رقم (٢٠٠) فى القسم الثانى ، ورقم (٢٠٠) فى القسم الأولى على رئيس المسال رقم (١٠٠) وطبقاً لأسلوب العينة المنتظمة ستكون العينة فى مثل هذه العمال رقم (١٠٠) وطبقاً لأسلوب العينة المنتظمة ستكون العينة فى مثل هذه الظروف متضمئة كلها لرؤساء العمال فقط ، بما يجعلها غير ممثلة لمجتمع الدراسة . مجتمع العمال الدراسة .

ويعتبر تصميم العينة من حيث نوعها وحجمها وطريقة إختيارها مسئولية الباحث الإحصائى بشرط أن يأخذ فى الأعتبار عامل التكلفة ، ولا يتأتى له التصميم الأمثل للعينة إلا بعد توافر الشروط التالية :

۱ ــ المام الباحث الأحصائى إلى حد معقول بموضوع البحث أو الدراسة سواء تعلق بعلوم إقتصادية أو إجتماعية أو علوم طبيعية بما يساعده على فهم مشكلة البحث ووضعها فى القالب الإحصائى بما يساعد على وضع القواعد والاساليب والنظريات الاحصائية فى خدمة الدراسة المطلوبة .

 ل يوضح الباحث الاحصائى للمسئولين والقائمين على الدراسة بأهمية توافر الاطار الشامل والصحيح والحديث على دقة ننائج وتقديرات الدراسة .

" التزام الدارس بالرجوع الى الباحث الإحصائى إذا واجهته مشكلة ما
 فى أى ناحية من نواحى تصميم عينة البحث أو تنفيذها على الطبيعة

ثانياً : وسائل جمع البيانات من الميدان

الإستمارة الإحصائية:

سبق أن أوضعنا أنه في حالة تعذر أو عدم توافر البيانات من المصادر الأولية (التاريخيه) عن الظاهرة موضوع الدراسة ، فليس هناك بد من اللجوء الى المصادر الميدانية وسواء تم ذلك بإستخدام أسلوب الحصر الشامل أو أسلوب العينات فإن الوسيلة التي يتم جمع البيانات من الميدان عن طريقها هي «الاستمارة الإحصائية » وهي عبارة عن صفحة أو مجموعة من الاستمات يدون بها مجموعة من الاسئلة المطبوعة التي يقوم بإعدادها الباحث بهدف جمع الإجابات عنها من مفردات مجتمع البحث، والتي تكون البيانات الخام التي تتطلبها الدراسة وهناك قواعد أو شروط عامة يجب مراعاتها عند تصميم هذه الاستمارة الاحصائية تتلخص فيما يلي:

 ان يتضمن رأس الإستمارة، الغرض أو الهدف من الدراسة باختصار ووضوح ، وأهمية التأكيد على أثر الإجابات المبحيحة على دقة ندائج البحث وتقديراته، وأيضاً التأكيد على سرية البيانات المدلى بها وعدم إستخدامها مرة أخرى في غير الأغراض الإحصائية على أن يتم ما تقدم بأسلوب بسيط وسهل أخرى في غير الأغراض الإحصائية على أن يتم ما تقدم بجانب الإشارة إلى موضوعية وإيجابية نتائج البحث للباحث وللمجتمع ككل كما أن وجود اسم الجهة القائمة أو المشرفة على البحث قد يزيد من الثقة المطلوبة، وأخيراً إيراز التحديد الواضح والدقيق للتعاريف والاصطلاحات ووحدات القياس المستخدمة في البحث، بما يساعد على فهم موحد لها من جميع المبحرثين.

٢ ـ يجب الا يغالى الباحث فى عدد الأسئلة باستمارة البحث فيمل الباحث عند الاجابة عليها، وفى نفس الوقت لا يجب أن يكون عدد الأسئلة محدوداً جداً مما يؤدى إلى بيانات لا نفى بالغرض من البحث، ولكن يجب أن يكون عددها معقولاً مع مراعاة تغطيتها لأهداف الدراسة وعناصره الاساسية، وتسلسلها المنطقى مع مقتضيات الدراسة حتى لا تنقطع سلسلة أفكار المستجوب أثناء إجابته عليها .

٣- يجب أن تكون الاسئلة قصيرة حتى يمكن للمبحوث فهمها والإدلاء بالاجابات الصحيحة عليها في أقصر وقت ممكن وبدون عناء كبير في التفكير، من هنا يفضل تجزئه السؤال الى عدد من الاسئلة القصيرة السبب ناته ، مع مراعاة أن يكون كل جزء سهلاً وواضحاً من ناحية ، ومحدداً ، أى لا يحمل أكثر من معنى من ناحية أخرى.

٤ ـ يستحسن إستخدام الأسئلة التى تكون الإجابة عليها قصيرة ، ويفضل الأسئلة التى تكون الإجابة على الأسئلة التى تكون الإجابة على الشيئلة التى تكون الإجابة على السؤال تحمل إجابات متعددة فيستحسن فى هذه الحالة كتابة كل الإجابات الممكنه تحت السؤال على أن يختار المبحوث الإجابة الصحيحة منها بوضع علامة صح (٧) أمامها مما يساعد فى تسهيل عمليات تصنيف وتبويب الإجابات بعد ذلك .

كما يجب الابتعاد عن الاسئلة التى تكون الإجابات عليها كيفية لكن يفضل أن تكون الاجابه عليها رقمية فمثلاً إذا كان هناك سؤال عن طول الشخص فلا تتم الاجابة عليه بقصير أو متوسط أو طويل ولكن تحدد شراتح للطول بالسنتيمتر مثلاً (١٤٠)، (١٦٠)، (١٧٠)، (١٨٠) فأكثر مثلاً، ويختار منها المبحوث ما يتفق مع طوله الفطى بما يساعد على تبويها بعد ذلك.

 مـ الإبتعاد عن الاسئلة الإيحانية ، أو التي تسبب حرجاً للمبحوث عند الإجابة عليها بما يبعده عن الاجابات الصحيحة ، ومن ثم يكون هناك إحتمالاً كبيراً للتحير في الاجابات عليها (كمثال لماذا تفضل ماركه التليغزيون التي تنتجها مصانعنا ؟) .

٦ ـ يجب الإبتعاد عن الإسئلة الذي تحتاج إلى إجابات معقدة أو تحتاج
 الاجابه عليها إلى تفكير عميق أو عمليات حسابيه معقدة (مثلاً تحديد عمرك
 باليوم والشهر والسنة) .

٧ ـ يحسن تحليل السؤال الى عناصره المختلفة ، مثلاً اذا كنا نسأل عن تفصيل المبحوث لنوع معين من السيارات ، فيجب أن نتذكر أن هذاك عوامل كثيرة المفاصلة (كالتكلفة، والاداء، والحجم ، والمظهر) وكل عامل من هذه العوامل له جزئيات، فالتكلفة تنقسم إلى قسمين أحدهما تكلفة شراء السيارة والأخرى تتمثل في النفقات الجارية لإستخدامها على ذلك فإن أجمال الأسئلة عن المفاصلة في سؤال واحد سيكون مؤدياً في الغالب إلى اجابات مصللة.

٨ ـ يستحسن إعادة صياغة بعض الاسئلة الاساسية بطريقة مختلفة وفى أماكن مختلفة بالاستمارة الاحصائية وذلك للتأكد من صحة البيانات التى قام المبحوث بالأجابة عنها قبل ذلك، ويطلق عليها مجموعة أسئلة للمراجعة، فمثلاً للتأكد من صحة عمر المبحوث، فيكون هناك سؤال آخر عن عمر والدته، ولا يعقل مثلاً أن يكونا الغرق بين عمريهما ٧ سنوات، أو سؤال عن الوظيفة التى يشغلها المبحوث، وسؤال آخر عن مؤهله الدراسي، وهكذا .

وفيما يلى نموذجين للاستمارة الاحصائية الأولى ، خاصة بإستطلاع رأى الطالب بجامعة بيروت العربية ، والثانية نموذج تقويم الطلبة لمقرر دراسى بجامعة الملك سعود .

(١) استمارة استطلاع رأي الطالب

3,1,1																							
1	-	-	٠	-	٠	÷	٠	4		-	-	:	4.	Ŀ.	ä	•	=	<u>*</u>	1,	11	÷	73	t
Marie day of the state of the s	DI.	15	Part Marie	ligitation :	تقدير العام المائني :	درجة امتحان النبول (لطلبة ١٠٠٠):	لوج العمومة في العوجلة المرتوب	نين النهادة التانويك:		سبب الالتحاق بالجامعة:	יייי ורטטולי ולכליות!	هل المن راض عن دخولك الكنبة ا	المستوى العام للدريس بالجنعسا:	متوى فجيران المادسسيل:	مئت المكتب ال	الثفاط الاجتماعسي بالجامسة:	الثفاط الربسانسي كالجلسسان	التفاط التسمي بالجامعية:	الشاط القسالسي بالجاهدسة :		السلوي العم للظائة بالجائب":	ستوي المغصسة بالجامعيسة	الزعلام الداخيستي بالجنه سية :
-	0.55		26.00	DC.	ن.	- 35° W	5		, iii	39	C .57	J.	C,	G	1	7	Q Y	C.¥	U	G	C ¥	0	3
	Care		05	الم	[] *** *** ₁ .	آگاوق ۲٪	<u>C</u> ,	1 1 1 1 1 1 1 1	Ċ,	34													
-	المجارة		Class		D.	الدون ذالك				الامار :اتيرار في جامعة اخرى	ل الوقر فرسر. المعل للخريج	Ď	1	اعتول	اعتبول	0.16	ا منون	ا ا	العلان	() 14.	0 مارون	Care	() ()
	الممارة		Or in		1			الرياضيان	المريخ	elant like 2.											,		
	- T		059		امتول بعواد			C) military		- Thur, to Tunk;	العلوالي له كه احرى		1000	الدون المستوى	الدون المستون	ادون استوى	ادون المستوي	الدين المستون	ادون استوي	Clego Marages	الدون المستون	0000	Cago Barge
	Divise]			Marina to			:												
-	- Company									Trans.	1000		-										
	1							!			Carry wine			-									
	2							! ! 		<u> </u>		_	!					_					

نمسودج (۱) نمسوذج تقويسم الطلبة المسرر دراسي
٦ - د'م ووه المقرم (الرمسسيز الرئيسسيم) المصيف:
۲ - العدل افتراک مي للطالب : ۲ - ۲ - ۲ - افل من ۲ - ۲ افل من ۲ - ۲ - ۲ افل من ۲ - ۲ - ۲ افل من ۲ - ۲ - ۲ - ۲ - ۲ - ۲ - ۲ - ۲ - ۲ - ۲
ضع اشارة (٧/) تحت أحد الارقام من ١ إلى ٥ أمام كل العبارات الثانية علما بان ١ تعني ضعيف جداً ، ٥ تعني عتاز:
أرلا: استعداد استاذ المادة للتدريس :
ارزلا : استعداد استاد اللاد للتدريس : • • • • • • • • • • • • • • • • • • •
المام باللاد مدى حامه لتعريس الاده مدى حامه لتعريس الاده مام التعريس الاده مام التعريس الاده مام التعريس الاده مام التعريس المواصلة مام التعريس المواصلة من المجمعة للمعال المعارض عباب العطالب من المجمعة للمعال المعارض عباب العطالب من المجمعة للمعارض المعارض العالمة مدى المجمعة المعارض المعارض المجمعة الطلبة مدى المجمعة المعارض المجمعة الطلبة مدى المجمعة المعارض مقررا أعرب عدا الأسعاد مدى مشرى مقررا أعرب عدا الأسعاد مدى المجمعة الذه عدا المامة المؤلف المبتلة الصلبة مدى المجمعة المنافذ المامة مقارات المؤلف المبتلة اللمامة مدى المجمعة مدى المجمعة المنافذ المامة المؤلف المجمعة مدى المجمعة
١١ ـ استخدام وسابل الريضاح المبيه
النيسا: علاقة الأبيناذ بالعللية: ٥- ١- ١- ١- ١- ١- ١- ١- ١- ١- ١- ١- ١- ١-
١ ـ احترامه لارائهم وتجاويه مع أستلتهم
۲ ـ ترجيه بالنقد المادف
٣ ـ وجوده أثناء الساعات المكتبية

أنـــواع الاستمارات الإحصائيــة :

يمكن تقسيم الإستمارات الإحصائية وفقاً لمن يقوم بعلاها إلى نوعين رئيسين: 1 - صحيفة الاستقصاء أو الإستبيان (Questianaire)

وهي إستمارة مطبوعة يعدها الباحث ، ثم يرسلها إلى المبحوثين بطريقة أو بأخرى(١) ، والذين بدور هم يعيدونها إلى الباحث بعد الإجابية عليها بأنفسهم ينفس طريقه الارسال بعد وقت كاف، ونظرا لأن المبحوث سيقوم بنفسه بالاجابه على الأسئلة في صحيفة لاستقصاء ، فجانت التصميم الجيد لصحيفة الاستبيان، بحب أن يرفق بها خطاب رقبق بحث المبحوث على التزام الجديـة والموضوعية في إحاباته والتأكيد له على أنها ستكون سرية جناً، مع شرح مختصر لبعض الكلمات والمفاهيم التي جاءت بالأسئلة كما يراها الباحث حتى لايساء فهمها من قبل المبحوثين هذا من ناحية ، مع إرفاق مظروف عليه عنوان جهة البحث ملصق عليه طابع البريد ، حيث سيشجع الإجراء السابق المبحوثين على إعادة صحائف الاستبيان بعد الإنتهاء من الاجابة على أسلتها بدون تحمل أيه أعياء مالية ، ويراعي هنا ألا تستخدم صحائف الإستبيان الا في مجتمع ملم بالقراءة والكتابة من ناحية، وعلى مستوى من الإدارك للمسلولية حتى لا تقل نسبة عدد المستحبيين عن حد معين ، كما يفضل استخدامها عندما تتعلق الاسئلة بنواجي شخصية للمبحوثين من ناحية أخيره . ويتميز هذا الأساوب بسهوله وقله تكاليف الاتصال بالمبحوثين خاصة اذا كان نطاق أو مجال مجتمع البحث واسعا وتم إرسالها بطريق البريد ، كما أنها توفر الوقت الكافي للمبحوثين للإنتهاء من إجاباتهم الصحيحة والدقيقة.

: (Schedule) حشف البحث - ٢

ويختلف عن صحيفة الإستبيان من حيث قيام الباحث بنفسه - أو عن طريق مندوبين _ اذا اتسم نطاق مجال البحث بتدويين إجابات مبحوثيه بعد

⁽١) بواسطة مندوبين أو عن طريق البريد.

الاتصال المباشر بالمبحوثين، أو بمشاهدة مغردات مجتمع البحث _ إذا استخدم في البحوث التي تتم بالمشاهدة أو الملاحظة، ويتحتم إستخدام هذه الوسيلة لجمع في البحوث التي تتم بالمشاهدة أو الملاحظة، ويتحتم إستخدام هذه الوسيلة لجمع خطأ التحيز في إجابات بعض الاسئلة التي تنتج عن غموض أو عدم دقة تحديد الأسئلة وذلك بتفسيرها وإيضاحها المبحوثين من قبل الباحث أثناء المقابلة خاصة بالنسبة للاسئلة ذات الإصطلاحات الفنية، وأيضاً تمكن الباحث في بعض الدراسات من تلمس بعض الإجابات الاضافية للبحث والباحث عن طريق الملاحظة ، كنظافة المنزل باعتبارها إحدى وسائل تحديد مستوى الثقافة الصحية لدى المبحوثين مثلاً ، لكن يعيبها الوقوع في خطأ التحيز من قبل الباحث في بعض الأحيان التي يؤثر فيها الباحث أو مندوبيه بدون قصد في البابات مبحوثيهم من ناحية ، ولارتفاع تكلفه البحث نسبباً عنه بالمقارنة بأسلوب صحيفة الإستبيان من حيث عدد المندوبين اللازمين وتكاليف إنتقالهم، من ناحية ثانية، وطول الوقت اللازم للانتهاء من جمع البيانات باستخدامه من ناحية ثالثة.

وأخيراً يمكن أن يتم الحصول على البيانات من الميدان بإستخدام صحيفة الاستبيان أو كشف البحث باستخدام أحد الأساليب التالية :

ا سلوب المشاهدة أو الملاحظة أى بإستخدام النظر أو الحواس الأخرى
 وهو شائع الاستخدام في التجارب المعملية

- ٢ _ أسلوب المقابلة الشخصية بين الباحث أو مندوبه والمبحوثين.
- ٣ _ أسلوب المراسلة أي الإتصال بإستخدام البريد بين الباحث والمبحوث.
 - ٤ ـ أسلوب الإتصال التليفوني بين الباحث والمبحوث .
- وأخيراً أسلوب يمزج بين الثلاث وسائل الأخيرة ، أى طريقة المقابلة الشخصية مع إرسال خطابات بالبريد أو الاتصال التليفوني .

Classification & Tabulation

مقدمة:

بعد إنتهاء مرحلة جمع البيانات ، يصبح لدى الباحث أو الهيئة المشرفة على الدراسة مئات أو ألاف الاستمارات الإحصائية ، والتى بدورها تتضمن اللالاف بل عشرات الألاف فى بعض الأحيان من الاجابات عن أسئلة هذه الالاف بل عشرات الألاف فى بعض الأحيان من الاجابات عن أسئلة هذه الإستمارات التى تتعلق بعوضوع البحث أو الدراسة ـ خاصة أذا كبر حجم مجتمع الدراسة وتشعبت عناصره - وتوافر مثل هذا الكم الهائل من البيانات الخام بالصورة التى عليها بعد مراجعتها لن يفيد فى إجراء الدراسات اللازمة فى إطهار ندائج عن المشكلة موضوع الدراسة ، ولن يتأتى ماسبق إلا بإجراء عمليات تجميع وتنسيق وترتيب لهذه البيانات ، وبمعنى آخر بتصنيفها وعرضها بما يسمح بسهرله إستيعابها من ناحية ، والمكانية وسهرلة دراستها ونحليلها من ناحية أخرى .

أى أن الهدف من عمليات التصنيف والتبويب ، هو تجميع وتلخيص البيانات التى تم جمعها فى مجموعات متجانسة ، تختلف باختلاف طبيعة هذه البيانات، وأيضاً لكيفية إستخدامها بعد إجراء عملية التبويب لها، ومما لاشك فيه أن الجداول الإحصائية هى الوسيلة المثلى لإجراء عمليات التلخيص والتبويب المشار اليه .

والسؤال الذي يفرض نفسه في ذلك المجال، ما هي وسائل وأسس أو كيفية وطرق تصنيف البيانات الاحصائية في صورة جداول احصائية ؟

تصنيف وتبويب البيانات في صورة جداول إحصائية

إن الغرض من عملية تصنيف أو تبويب البيانات المجمعة كما ذكرنا عاليه ، هو تجميعها في صورة مجموعات متجانسة يطلق عليها ، المشات، حيث تتضمن الفلة الواحدة مغردات المجتمع الاحصائي المتحدة أوالمتشابهة في صفة أو عدة صفات مرتبطة بموضوع البحث أو الدراسة في خلية من الجدول الاحصائي المصمم لغرض عملية التبويب المطلوبة ، مما يسمح بالحصول على المجموعات ، الفئات ، المتشابهة في أسرح وقت ، وبما يضمن دقتها وإتاحة الفرصة لإجراء المقارنات المختلفة بينها بسهولة ريس .

الجداول الإحصائية :

هى إحدى وسائل تصنيف أو تلخيص البيانات الإحصائية بسهولة ودقة وذلك فى صفات أو مجموعات متجانسة تطلق عليها إذا كانت كمية ، فنات ، إما إذا كانت وصفية ، صفات ، ويتوقف عددها على طبيعة البيانات وحجمها من نلحية ، والغرض من إعداد هذه الجداول ، والتفاصيل اللازمة لاعداد وتحليل الدراسة من ناحية أخرى ، وعليه يمكن تصنيف الجداول الإحصائية إلى نوعين اساسين هما الجداول العادية أو البسيطة، والجداول المزودوجه .

والجداول العادية ، تختص بتصنيف ظاهرة واحدة ، وتتكون من عمودين أساسين الأول منها بخصص الصفات أو الفنات والثانى لتسجيل الاعداد الخاصة التى تنتمى للصفة أو الفئة محددة بالجدول ، أما الجدول المزوج فيختص بتصنيف ظاهرتين فى نفس الوقت ، حيث يتكون من عدد من الأعددة وعدد من الصفوف، حيث يختص العمود الأول بالصفات أو الفنات للظاهرة الأولى كالطول أو الوزن لمجموعة من الأشخاص، أو مدة الزواج، أو عدد الأولاد لمجموعة من الأسر كظاهرة ثانية مثلاً وكل بيان من حيث الطول أو الوزن مثلاً يتم رصده فى خلايا الجدول عند ملتقي العمود والصف اللذين تعيدهما الصفتان (أو الظاهرة)) موضوع الدراسة.

طرق ومعايير التبويب

هناك معايير أو أسس كثيرة ومختلفة تتخد كأساس لإجراء عملية تصديف أو تبويب البيانات فى صورة جداول إحصائية تعتمد على طبيعة البيانات عن النظراهر المراد دراستها وتتلخص فيما يلى :

۱ _ معیار زمنی ۲ _ معیار جغرافی .

٣ _ معيار نوعى . ٤ - معيار كمى .

٥ _ أو على أساس خليط من المعايير السابقة .

كما يتوقف تحديد الطريقة التي يمكن إستخدامها في عملية تصنيف أو تبويب البيانات الاحصائية على كل من عدد الواحدات المراد تصنيفها من جهة، وطبيعة هذه الوحدات من حيث تنوعها من جهة أخرى، والامكانيات المادية والفنية المرصودة لاجراء البحث أو الدراسة من جهة أخيرة، ووفقاً لما تقدم بمكن حصر طرق التصنيف فيمايلي:

الطريقة الأولى التصنيف أو التبويب اليدوى

وتستخدم هذه الطريقة اذا كان عدد الوحدات المراد تبويبها محدودة ، أو إذا تواضعت الإمكانيات المادية والغنية المرصودة لإجراء الدراسة.

وتتم عملية التبويب يدويا على مرحتلين متتابعتين ، حيث يطلق على أولهما بمرحلة تفريغ البيانات ، ويمقتضاها يتم تصنيف البيانات التى إحتوتها الإستمارات الإحصائية موضوع الدراسة فى صورة مجموعات متشابهة (أو متجانسة) وهى الفئات وذلك فى جدول يطلق عليه جدول تفريغ البيانات ، وهذا الجدول مكون من عمودين الأول يخصص للمعيار المحدد لتبويب الظاهرة سواء كانت صفة أو كمية أو مكانية أو زمنية ... الخ ، فى حين يخصص العمود الثانى لتفريغ البيانات الأصابة (الخام)

قراءة قراءة أو بيان بيان وتسجيل كل منها أمام الصفة أو الفئة أو المعيار المنفق مع فقرتها ، وذلك بتمثيله بشرطة مائله من أعلى اليمين إلى أدنى اليسار كمايلي(/) حتى تبلغ أربع شرطات مائله ، والخامسه تكون كخط أو شرطة تقطع الأربعة السابقة في صورة عكسية كما يلى (/ ///) والخمسة قراءات في الصورة السابقة يطلق عليها حرقمة ويرجع السبب في استخدام أسلوب الحزم المشار اليه ، لتسهيل عمليه العد المفردات أمام كل صفة أو فئة بجدول التغريغ.

ويطلق على المرحلة الثانية في عملية تصنيف أو تبويب البيانات بمرحلة عرض البيانات في صورة جداول إحصائية ، أو توزيعات تكرارية ، وفيها يتم ترجمة حزم أو مفردات عمود التفريغ في جدول التفريغ أمام كل صفة أو وجه أو معيار بنفس الجدول السابق إلى «قسيم تكرارية » بعدد المفردات أو مفردات الحزم أمام كل منها كما يتضح من الأمثلة التالية:

(أ) تصنيف البيانات الوصفية أو النوعية :

مشال (1) فيما يلى التقديرات في مادة الإحصاء لعدد ٣٠ طالبا في إحدى الفرق الدراسية :

مقبسول	مقبسول	ضعيف	جـيد	ممتاز
ممتاز	جيد جداً	ضعيف	صعيف	جيد
مقبــول	جسيد	ضعيف	جيدجدأ	مقبول
ضعيف	مقبسول	جسيد	جيدجدأ	جيدجنأ
جـيد	مقبــول	مقبول	جـيد	ممتاز
جبيد	جــبد	جسيد	جسيد	جسيد

والمطلوب : تبويب البيانات السابقة في صورة جدول تكراري :

الحسيل :

التقديرات هنا عبارة عن صفات ، ويمكن تبويبها على أساس هذه الصفات كما يلى :

جسدول التفريغ

عملية التفريغ	الصفة (التقدير)
HH	ممتاز جید جدا جـیـد مقبـول ضعیف

المرحلة الثانية : جدول التوزيع التكراري

عــدد التكرارات	الصفة (التقدير)	
٣	ممتاز	
ź	جيدجدأ	
11 -	جيد	
٧	مقبول	
٥	ضعيف	
۳۰	إجمالى التكرارات	

وقد أدت عملية التبويب في الجدول التكراري (البسيط المطلق) السابق إلى أن البيانات الخام(الصفات) أصبحت ذات معنى أكثر أفادة عند تحليل بيانات هذه العينة من الطلاب طبقاً لخاصية التقدير في مادة الاحصاء ، حيث أن تقسيمها إلى الفئات (الصفات) المشار إليها يمكننا من إستيعاب تلك البيانات المبوبة، وتحليلها ودراسة صفات الظاهرة وادراك ما تحكمه البيانات المقدمه عنها من علاقات.

ويطلق على الجدول التكراري السابق ، بالجدول التكراري البسيط المطلق، ويمكن تحويله إلى ، جدول تكراري بسيط نسبى ، ، وذلك بقسمة عدد التكرارات أمام كل صفة على قيمة إجمالي تكرارات الجدول البسيط المطلق كما يلى :

التكرار النسسبى	التكرار المطلق	الصفة (التقدير)
·,1· =	٣	ممــتاز
٠,١٣ = <u>٤</u>	٤	جيدجدأ
·, rv = 11	11	جسيد
· , 78 = V	٧	مقبول
·,1٧ = -	٥	ضعيف
١,	٣٠	إجمالى التكرارات

والجدول التكرارى النسبى الأخير أضاف تحليلاً جديداً لخصائص توريع الطلبة على تقديرات النجاح المختلفة ليس على أساس مطلق ولكن على أساس نسبى أيضاً ، فيمكننا أن نقول أن هناك ١٠، من مجموع الطلاب ناجح بتقدير ممتاز في مامدة الاحصاء في حين أن ٣٧، من نفس المجموع نجح بتقدير جيد وهكذا، وبنفس الأسلوب في المثال السابق يمكننا تصنيف أو تبويب أي مجموعة من البيانات النوعية أو الوصفية مهما إختلفت طبيعة هذه الصفات فمثلاً يمكن تصنيف السكان إلى ذكور وأناث ، أو الحالة الاجتماعية إلى (متزوجون / مطلقون / أرامل / عزاب) أو طبقاً للون (أحمر / أصفر/ أبيض... الخ) بالنسبة لمجموعة من الزهور .. وهكذا .

(ب) تصنيف البيانات الكمية :

أيضاً يمكن تصنيف البيانات الإحصائية الخام عن ظواهر أو متغيرات إحصائية كمية أي التي تتخذ قيم كمية أو رقعية كمقابيس الأطوال المجموعة من الأشخاص أو أوزان هؤلاء الأشخاص.... النخ ، والتساؤل هذا، حيث تم تلخيص مجموعة من البيانات النوعية لتقديرات النجاح في مادة الإحصاء في المثال السابق طبقاً لنوع التقدير .. ممتاز ، جيد جداً ... النخ ، فما هو الأساس الذي سيتم على أساسه تصنيف أو تبويب البيانات الكمية ؟ وللاجابة الدقيقة على التساول السابق يقتضى منا الأمر أولاً التعرض لأنواع المتغيرات أو البيانات الكمية ، حيث يمكن تقسيم المتغيرات الكمية من حيث بعض خصائصها إلى نوعين من المتغيرات :

1 _ المتغيرات الوثــابة أو المنفصلة (Discontinuous Varialbile) :

وهى متغيرات أو بيانات عن ظواهر بطبيعتها تأخذ قيم صحيحة فقط، وبمعنى آخر فإن مقدار الظاهرة يقفر من قيمة صحيحة إلى قيمة صحيحة أخرى فجأة بدون أن تتدرج إلى القيم الواقعة بينهما، أى أنها لا تأخذ قيماً كسرية، كعدد أفراد الأسرة، وعدد العمال في مصنع، وعدد الكتب في إحدى المكتات الخ.

: (Continuous Variable) المتعبرات المتصلة أو المستمرة

وهى متغيرات أو ببانات عن ظواهر بطبيعتها تأخذ جميع القيم سواء أكانت قيم صحيحة أو قيم كسرية _ فى داخل مدى معين أو بين قيمتين محددتين بالنسبة لوحدات قياس محددة _ مثلا الأجور تكون بالجنيات أو كسروها بالقروش ، والأطوال تكون بالأمتار أو كسروها بالسنتيمترات ، والمليمترات ، ودرجات الحرارة أثناء اليوم الخ .

وتقوم فكرة تبويب البيانات الكمية على أساس بسيط مؤداه تقسيم مدى القيم الأصلية للظاهرة إلى مجموعات جزئية وذلك بصم بعض القيم المتقاربة إلى بعضها البعض في مدى بسيط نسبياً في تتابع يطلق عليه ، فئات groups، ويفضل أن تكون هذه الفئات متساوية ويتم ذلك عملياً وفقاً للخطوات التالية:

أولاً: تحديد مدى التغير فى البيانات الأصلية وهو عبارة عن الفرق بين أكبر قيمة وأصغر قيمة فى مفردات الظاهرة الكمية موضوع التبويب أى أن : المدى = (أكبر قيمة _ أصغر قيمة)

ثانياً : نقسيم المدى السابق إلى عدد معقول من الفئات ، قد تكون هذه الفئات متساوية الطول أو غير متساوية الطول على حسب الأحوال ، مع تحديد حدود كل فئة من هذه الفئات ــ طبقاً لغبرة الباحث ــ مع مراعاة ألا تكون هذه الجدود متداخلة (*) من ناحية أو متباعدة أي يكون هناك هجوة بين كل فئة وأخرى من ناحية أخرى ـ حتى لايحدث خطأ بالتكرار أو عدم تصنيف بعض الدانات الأصلية.

ويجب أن يراعى أن إتساع مدى الفئة قد يصنيع بعض معالم التوزيع من ناحية ، كما أن صيق مدى الفئة قد يؤدى ألا تكون هناك فائدة مرجوه من عملية التبويب من حيث تلخيص البيانات الأصلية .

ونود أن نوجه النظر هنا أنه لا توجد طريقه محددة لتحديد العدد المناسب للفئات ، لذلك فإن تحديد عدد الفئات يترك للتقدير الشخصى لمن يقوم بإعداد الجداول التكرارية مراعيا في ذلك طبيعة البيانات الأصلية التى نقسم مداها إلى عدد من الفئات ، ولكن يجب ألا يكون هذا العدد مختصراً جدا بعا يعمل على زيادة تلخيص البيانات الأصلية بما يعمو كثيراً من خصائصها، كما يجب ألا يكون عدد هذه الفئات كبيراً بما لايؤدى إلى تحقيق الهدف الاساسى من ذلك ، وهو العمل على تلخيص البيانات الأصلية ، لكل ما سبق يجب أن يتراوح عدد الفئات بين ٢ - ٢٠ فئة (**) على حسب طبيعة البيانات المراد تبويبها ، والغرض من عملية التيويب من ناحية ثانية .

وخارج قسمة ، مدى البيانات الأصلية ÷ مدى الفئة اذا كانت متساوية يعطينا عدد القنات .

ثالثاً : القيام بتسجيل القيم الأصلية في جدول التفريغ كل حسب الفئة التي تتبعها باستخدام أسلوب (الحزم) وفقاً لما تم في تبويب البيانات الوصفية في المثال رقم (١) السابق .

رابعاً: نقوم بترجمة عدد مفردات كل فئة ، وعدد الحزم التي أمامها لتحديد تكرار كل فئه ، لنصل إلى جدول التوزيم التكراري .

^(*) أن النقسيم إلى فلسات يستغذ جميع المغردات ، وبدون تكوار لأى مغردة أمام أكثر من فدة واحدة

^(**) قاعدة (Starges Rule) لتحديد عدد الشات في الترزيعات نات القيم المترسطه من (١٠٠ ـ ١٠٠٠) .

عدد فشات التوزيع التكراري = ١ + ٣,٣ لوغاريتم عدد القيم .

ولتحقيق شرطى عدم التداخل أو التباعد بين فدات الجدول النكرارى فإنه يختلف تحديد حدود الفئات فى بيانات المتغيرات المنفصلة عنه فى بيانات المتغيرات المتصلة .

(أ) المتغيرات المتصلة (أو المستمرة) (Continuous Variable)

اذا أخذت قيم بيانات الظاهرة جميع القيم الممكنه أى سواء أكانت قيم صحيحة أو كسرية ، فى داخل مدى معين أى بين قيمتين محددتين فإن مثل هذه الظواهر يطلق عليها إحصائياً متغيرات متصله أو مستمرة وعليه فكل من ظواهر الأجور ، والأطوال ، والأوزان ، ودرجات الحرارة على محدار يوم محدد...، تعتبر متغيرات متصله أو مستمرة ، والجدول التكرارى لها يكون متصلا أى أن مجموع فئاته المتتالية تكون متصله أيضا، فمثلاً أذا بلغ أقل أجر يومى لعينة من العمال باحدى الصناعات ٥ جنيهات بينما بلغ أعلى أجر بنفس العينة من العمال باحدى الصناعات ٥ جنيهات بينما بلغ أعلى أجر بفس العينة ٥ جنيها وأردنا تبويب مجموعة العمال بهذه العينة طبقاً لمستويات أجورهم اليومية ، على أن يتم تلخيصها فى خمسة فئات متساوية يتم تحديد حدودها كما يلى :

ويمكن كتابة حدود الفئات بالطرق التالية:

الطريقة (٢)	الطريقة (١)	حدود الفئات	ترتيب الفئية
10-0	_0	ه وأقل من ١٥	١
Yo_	_10	١٥ وأقل من٢٥	۲
To_	_ 40	۲۵ وأقل من۳۵	٣
٤٥_	_70	٣٥ وأقل من٤٥	٤
۵٥_	00_10	٥٥ وإلى ٥٥	٥

ويطلق على الجدول النكرارى الذى حددت له كل من الحد الأدنى للعينة الأولى ويطلق على الجدول النكرارى الذى حددت له كل من الحد الأدنى للعينة الأولى وهى الفئة (٥) والحد الأعلى للفئة الأخير وهى القيمة (٥٥) بالجدول التكرارى وهى الفئة فى حين لو لم يتم تحديد الحد الأدنى للفئة الأولى بل ظلت مفتوحة بدون حدود كالأتى (- - ١) أو أقل من ١٥ فى حين تم تحديد الحد الأعلى للفئة الأخيرة كالآتى (٥٥ - ٥) فيطلق على الجدول التكرارى فى الحالة السابقة بجدول تكرار مفتوح من أسفل وهناك حالات عملية تتطلب ذلك، لكن لوحدث العكس أى تم تحديد الحد الأدنى الفئة الأولى (٥ -) ولم يتم تحديد الحد الأعلى للفئة الأخيرة (٥٥ -) أو ٥٥ فأكثر فيطلق على الجدول فى الحالة هذه الحالة جدول تكرارى مفتوح من أعلى، وهناك حالات عملية تتطلب ذلك، الكن لو لم يتم تحديد الحد الأدنى الفئة الأولى والحد الأعلى للفئة الأخيرة فيطلق عليه جدول تكرارى مفتوح الطرفين، حيث هناك حالات عملية أيضاً تتطلب عليه جدول المربرى مفتوح الطرفين، حيث هناك حالات عملية أيضاً تتطلب وبعض المقاييس الاحصائية المختلفة سيرد ذكرها فيما بعد .

(ب) المتغيرات المنفصلة (الوثابة) Discrete Varia ble

إذا أخذت قيم بيانات الظاهرة ، قيما صحيحة فقط بحيث تقفز من قيمة إلى أخرى فجأة وبدون أن تتدرج في القيم الواقعة بينهما ، فإن مثل هذه الظواهر يطلق عليها احصائيا متغيرات منفصلة أو وثابة ، وعليه فكل من عدد العمال في مصنع أو عدد أفراد الاسر في منطقة ما ، وعدد الكتب في احدى المكتبات ، تعتبر متغيرات منفصلة أو وثابة ، والجدول التكراري لها يكون منفصلاً أي أن مجموع فئاته المتتالية تكون منفصلة أيضاً ، فمثلاً إذا أردنا تصنيف مجموعة المنشآت الصغيرة في منطقة معينة طبقاً لعدد العمال بكل منها وكانت أصغر منشأة بها ٣٣ عاملاً فيمكن تبويبها في سبعة فئات متساوية طول كل منها ٣ كمايلي :

ويمكن اختصار كتابتها كالآتي	حدود الفشات	ترتيب الفئة
0_ T	من ٣ إلى ٥	1
۲_۸	من ٦ إلى ٨	*
11_1	من ٩ إلى ١١	٣
16_17	من ۱۲ إلى ۱۶	٤
14-10	من ١٥ إلى ١٧	٥
Y+_1A	من ۱۸ إلى ۲۰	٦
77-71	من ۲۱ إلى ۲۳	٧

ونلاحظ أنه ليس هناك نداخل بين حدود الفشات اعلاه ، وليس هناك فجرة بين حدود فلة وحدود الفلة التالية لها مباشرة حيث أن المتغير منفصل ، وأن أطوال القدات متساوية ، لذا يطلق عليه جدول تكرارى منتظم أما اذا كانت أطوال الفئات غير متساوية ، فيطلق عليه جدول تكرارى غير منتظم .

مثـال (٢) فيما يلى التوزيع الطولى لعدد ٥٠ تلميذاً بالسنتيمتر بفصول احدى المدارس في العام الدراسي ١٩٩٧/٩٦.

124	145	102	127	١٣٤	101	124	۱۳۸ ۱۳۰ ۱۲۵	
174	105	150	127	۱۳۸	101	177	10. 11. 179	
127	177	111	105	127	1£1	121	100 111 171	
124	۱۳۸	127	179	127	150	١٣٧	150 155 177	
117	128	127	121	12.	111	150	155 177 15.	

والمطلوب تبویب البیانات السابقة فی عدد خمسة فشات متساویة بجدول تكراری منتظم مطلق ونسبی .

الحسل:

المدى = ١٢٥ _ ١٥٤ = ٢٩

طول الغشة المتساوية = $\frac{49}{0}$ = 0,0 تقرب إلى أقرب عدد صحيح أعلى أى = ٦ سم

٢ _ الجلول التكواري

۱ _ جدول تفريغ البيانات

التكرار	التكرار المطلق	حدود الفضات	عمليـة	حــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
النسبى	(عددالتلاميذ)	(الطسول)	تفريغ البيانات	
•,17	7	071_		071_
•,77	11	171_		171_
•,70	10	771_		771_
•,75	17	731_		731_
•,75	7	P31_001		731_001
١,_	٥٠	إجمالىالتكرارات		

مدال (٣) فيما يلى عدد أيام الغيات عن العمل لعينة من عمال احدى المنشأت تتكون من عدد ٤٠ عاملاً .

والمطلوب : تلخيص البيانات السابقة في عدد سنه فدات متساوية بجدول تكراري منتظم مطلق ونسبى .

طول الغشة الواحدة =
$$\frac{77}{7}$$
 = 0,0 تقرب إلى ٦

وحيث أن عدد أيام الغيات متغير منفصل

١ _ جدول تفريغ البيانات ٢ _ الجدول التكراري

التكرار	التكرار المطلق	حدود الفشات	عملية	حـدود
النسبى	(عددالتلاميذ)	(الطـول)	تفريغ البيانات	الفـدـات
·,·o ·,1vo ·,7vo ·,7o ·,7· ·,·o	Y Y 11 1. A Y	ا _ [V _ V V _ 17 14 _ 19 V _ 20 V _ 70 إكار إلا التكرارات		7_1 17_V 1A_1F 14_19 76_19 70_70

الجداول التكرارية غير المنتظمة :

نظراً لأن بعض الظواهر قد يؤدى تغريفها فى فدات منتظمة إلى وجود بعض الفدات بها تكرارات قليلة وأنعدامها فى البعض الأخر لذا يفضل تغريغ مثل هذه الظواهر فى قدات غير متساوية .

مشال : فيما يلى جدول تكرارى عن ظاهرة وفيات الأطفال الرضع باحدى المدن طبقاً لعمر الطفل بالشهور .

طبول الفلسة	التكرار (عدد الاطفال المتوفين)	فثات العمر بالشهور
١	1	٠ أقل ١
`	٥٠	١ وأقل ٣
٣	٧٠	٣و أقل ٦
٣	10	٦ وأقل ٩
٣	. 9	۹ وأقل ۱۲
١٢	٦	۱۲ وأقل ۲۶
	7	الأجمالي

التوزيعات التكرارية المتجمعة : Cumulative Frequncy distribtions

من الجداول التكرارية المطلقة أو النسبية في المثالين (٢) ، (٣) السابقين من السهل باستخدام هذه الجداول أن نجيب بسهوله ويسر على سؤال بعدد التلاميذ الذين تتراوح أطوالهم بين (١٣٧ – ١٤٣) أو نسبتهم وكذلك سؤال عن عدد العمال الذي تترواح مدة غيابهم مابين ١٩ – ٢٤ يوماً في السنة أو نسبتهم، لكن ليس سهلاً باستخدام نفس الجداول تحديد عدد التلاميذ أو نسبة الذين تزيد (أو تقل) مدة غيابهم عن ١٩٧ ، أو عدد العمال الذين تزيد (أو تقل) مدة غيابهم عن ١٩ يوماً أو نسبتهم لكن باستخدام الجداول التكرارية المتجمعه سواء الصاعدة أو الهابطة يمكننا بمجرد النظر لهثل هذه الجداول الإجابة على الأسئلة السابقة :

١ ــ الجداول التكراريــة المتجمعة الصاعدة :

تتخلص الفكرة التى يقوم عليها إعداد مثل هذا النوع من الجداول على تحديد الحدود العليا بجمع الفئات الأصلية وأيضا الحد الأدنى للفئة الأولى بالجدول التكرارى الأصلى ونسبقها بكلمة ، أقل من ، ويتحدد التكرار المتجمع المناظر لكل فئة أصلية بجمع بيانات التكرارات من جهه الفئات الأولى الى الأخيرة بالجدول:

فى المثال رقم (٢) السابق يمكن إعداد الجدول التكرارى المتجمع الصاعد المطلق والنسبى كما يلى

١ - الجدول التكرارى المتجمع الصاعد المطلق الجدول رقم (١)

التكرار المنجمع الصاعدالمطلق	حدود الغثات	التكرار المطلق (ك)	الغات (ف)
منفر	أقل من ١٢٥	٦	_170
٦	أقل من ١٣١	11	_141
۱۷	أقل من ١٣٧	10	_147
77	أقل من 127	١٢	127
٤٤	أقل من 1٤٩	٦	100_119
۰۵۰	أقل من ١٥٥		
		۰۰	اجمالىالتكرارات

۲ ـ الجدول التكرارى المتجمع الصاعد النسبى الجدول رقم (۲)

التكرار المجتمع التكرار النسبى	حدود الغفات	الصاعد النسبى (ك)	الغفات (ف)
مفر	أقل من ١٢٥	٠,١٢	_170
٠,١٢	أقل من ۱۳۱	٠,٢٢	_141
٠,٣٤	أقل من ١٣٧	٠,٣٠	_147
٠,٦٤	أقل من ١٤٣	٠,٢٤	_157
٠,٨٨	أقل من 1٤٩	٠,١٢	100_189
١,	أق <i>ل</i> من ١٥٥		
		١,	اجمالى التكرارات

٢ ـ الجداول التكرارية المتجمعة الهابطة (النازلة)

وتقوم على تحديد الحدود الدنيا لجميع الغنات وأيصناً الحد الأعلى للغنة الأخيرة بالجدول التكرارى الأصلى، ونلحقها بكلمة ، فأكثر ، ويتحدد التكرار المخيرة بالجدول التكرار المناخر الكل فنة أصلية بطرح تكرار الغنة الأصلية الأولى من الجمالى التكرارات ، ومن الرصيد السابق يطرح تكرار الغنة الثانية وهكذا لباقى الغنات كالأتى :

أى أنه لتكوين التوزيع التكرارى النازل نبدأ بالمجموع الكلى للتكرارات المام الحد الأدنى للفئه الأولى ثم نطرح منه تكرار الفئة الأولى فيكون الباقى هو عدد المفردات التى أكبر من الحد الأدنى للفئة الثانية ... وهكذا مع باقى الفئات كما أن من الأفضل أن نبدأ بوضع صفر أمام الحد الأدنى للفئة الأخيرة ثم نضيف تكرار كل فئة إلى مجموع التكرارات للفئات التى أسفلها حتى نصل الى المجموع الكل أمام الفئة الأولى .

فى المثال رقم (Y) السابق يمكن إعداد الجدول التكراري المتجمع الهابط المطلق والنسبي كما يلي :

١ - الجدول التكرارى المتجمع الهابط المطلق الجدول رقم (٣)

التكرار المتجمع الصاعدالمطلق	حدود الغشات	التكرار المطلق (ك)	القدات (ف)
0.	۱۲۰ فأكثر	7	_170
2.2	۱۳۱ فأكثر	11	_181
77	۱۳۷ فأكثر	10	_127
14	۱٤۳ فأكثر	14	_157
٦	١٤٩ فأكثر	٦	100_129
صفر	١٥٥ فأكثر		
		٥٠	اجمالىالتكرارات

الجدول التكوارى المتجمع الهابط النسبى
 الجسسسدول رقم (٤)

التكرار المتجمع الهابط النسبى	حدود الفئـات	التكوار النسبى (ك)	الفلات (ف)
١,_	۱۲۵ فأكثر	٠,١٢	_ 170
٠,٨٨	۱۳۱ فأكثر	٠,٢٢	_181
٠,٦٦	۱۳۷ فأكثر	٠,٣٠	_157
٠,٣٦	۱٤۳ فأكثر	٠,٧٤	_127
٠,١٢	١٤٩ فأكثر	٠,١٢	100_189
صفر	٥٥١ فأكثر		
		١,_	اجمالىالتكرارات

وعليه من واقع الجداول التكرارية المنجمعة الصاعدة والهابطة السابقة يمكن الاجابة على الأسئلة التي أثرناها فيما سبق بمجرد النظر فنجد:

- _ عدد التلاميذ الذين يقل طولهم عن ١٣٧ سم هم ١٧ تلميذاً من الجدول رقم (١).
- ــ نسبة التلاميذ الذين يقل طولهم عن ١٣٧ هي ٣٠,٥ من مجموع التلاميذ من الجدول رقم (٢)
 - _ عدد التلاميذ الذين يزيد طولهم عن ١٣٧ سم هم ٣٣ تلميذا من الجدول رقم (٣).
- نسبة الثلاميذ الذينَ يزيد طولهم عن ١٣٧ سم هي ٢٠,١٠ من مجموع الثلاميذ
 من الجدول رقم (٤)

كما سيتم استخدام الجداول التكرارية المتجمعة السابقة عند حساب بعض المقاييس الإحصائية أو عند استخدام أسلوب المقارنة بين توزيعين مختلفين بجانب بعض الرسوم البيانية كما سيرد فيما بعد:

الجمداول التكراريمة المزدوجمة :

تستخدم الجداول التكرارية العادية أو البسيطة سواء أكانت مطلقة أو نسبية أو متجمعة صاعدة أو هابطة لتلخيص أو تبويب البيانات عن ظاهرة واحدة سواء تعلقت هذه الظاهرة بمتغيرات متصلة أو متغيرات منفصلة لكن لو أردنا تبويب البيانات عن ظاهرتين معاً تمهيداً للوقوف على العلاقة بينهما، فإننا نستخدم الجداول التكرارية المزدوجة لهذا الغرض ، وهي جداول مركبة حيث تتكون من عدد من الأعمدة وعدد من الصفوف ويحدد العمود الأول لفئات الظاهرة الأانية على أن ـ يتم تفريغ البيانات بها لكما سبق أن أوضحنا فيما سبق عند دراسة الجداول الإحصائية البسيطة، وكما سيتضح من المثال التالي في باقي الأعمدة وباقي الصفوف.

مثال (٤) فيما يلى الإنتاجية والأجر اليومى ، لعدد ٣٠ عاملاً باحدى المنشآت:

الاجر اليومي بالجنيه	الانتاج اليومي بالقطعة	الاجر اليومي بالجنيه	الانتاج اليومي بالقطعة
77	79	99	٥٨
٧٦	۸١	٧٣	٧١
79	**	۸۱	AY
77	75	71	٦٢
۸۳	A£ ·	٨٦	A٣
11	٦٤	٥٦	01
AY	٨٥	Y1	٧٤
٥١	٥٤	98	91
11	**	٧٣	٧٥
AY	٨٦	98	94
۳٥	٥٧	٧١	٧٦
AY	AY	77	**
٥A	71	98	97
٥٠	٥١	٧٣	**
٧٠	٦٠	YA	V1

والمطلوب : إعداد جدول تكرارى مزدوج للظاهرتين السابقتين من خمسة فنات متساوية للظاهرتين :

الصل:

أولاً : جمدول تسفيريسغ البهسانسات

100_90	-4.	_Y,	_7.	-0.	فئات الأجر فئات الإنتاج
/	-			1111	۰۰ _ ۹۵
		1	111	1	19_1.
		IIITHU	//		٧٩_٧٠
ĺ	ITHI	1			۸۹_۸۰
. ///				,.	99_9.

ثانيا : الجدول التكرارى المزدوج

اجمالی التکرارات	_9.	-4.	_٧٠	_1.	-0.	فات الأجر فات الانتاج
٥	١				٤	09_0.
٥			,	٣	,	19_1.
١٠			٨	۲		٧٩_٧٠
٧		٦	١			۸۹_۸۰
٣	٣					99_9•
۳۰	ź	7	•	٥	٥	إجمالىالتكرارات

وليس شرط أن يكون عدد فدات الظاهرة الأولى فى الجدول التكرارى المزدوج مساويا لعدد الفدات لظاهرة الثانية أو أن يكون طول الفدات بهما متساوية ، لكن من العمكن أن يختلف كل من حدود القدات أو طول الفنة أو كلاهما فى ظاهرة عن الأخرى على حسب طبيعة البيلتات أو طبقاً لما يتراءى النارس فى هذا المجال.

الطريقة الثانية : التصنيف أو التبويب الآلى :

وتستخدم هذه الطريقة إذا كان عدد البيانات السراد تصنيفها أو الأسئله عنها كبيراً من ناحية ، وتوافرت الإمكانيات المادية والقنية المرصودة لأعداد الدراسة من ناحية أخرى، والألمام بنواحى فنيه أخرى تختلف من حاله لأخرى ويذلف الاسلوب المستخدم فى هذه الطريقة على حسب نوعية الآلات المنوافرة .

⁽١) مثل الات شركات I.B.M ، ورميخنون راقد ،

الأسلوب الأول: وفيه تستخدم الآت نقليديه كألات الترميز والتى بمقتضاها نستبدل البيانات الاحصائية برموز في صورة رقمية ويتم نقلها على بطاقات مخصصه لهذا العرض يطلق عليها الآت تثقيب البطاقات تسهل لذا عملية تثقيب مثل هذه البطاقات في صورتها الجديدة ، وألات اخرى تساعد على مراجعتها كما توجد آلات أخرى لفرز مثل هذه البطاقات المثقوبه وتبويبها في جداول تكرارية تتناسب مع البيانات الخام ويتم كل ذلك بعناية ودقة وسرعة كسدة نسط عدة في الطويقة الدورة نسدية عدة وسرعة

الأسلوب الشائى : وفيه تستخدم ألات الكترونية حديثة تتميز بالكفاءة والسرعة الهائله والقيام بعمليات كثيرة ومتنوعة في وقت واحد من إلحنال وتثقيب وفرز وتبويب وتحليل وإخراج اللتائج ، تمهيد الاتخاذ القرارات في وقت وبمجهود بسيط جدا بالقياس للطرق والوسائل الأخرى أي باستخدام البطاقات المعقطه أو المعناطيسيه أو باستخدام البطاقات المعقطه أو المعقط ، وكل ذلك يقتضى الإلمام بلغات خاصه بالحاسبات الالكترونية كلغة الفررتران ، ولغة الكوبول الخ، ولغة لكتابه البراهج واعطاء التعليمات مع امكانية مراجعة البرامج ومتابعتها ، وأيضاً الالمام بمكونات الحاسبات من وحدات إدخال أو وحدات إخراج اللتائج .

كما انه مع التطور المستمر لعلوم الحاسب ووسائل الاتصال اصبح لدي الكثير من المنشأت القدرة على الحصول على معلومات أنية عن أنظمتها الداخلية وكذلك من البيئة المحيطة بها عن طريق بناء " تنظيم إدارة قواعد بيانات متطورة " و الاشتراك في شبكة معلومات باستخدام برامج بحصائية جاهزة من أهمها . Mintap /spss / sAs / B MDP/ Instat

المبحسث الثساني

العرض البياني للبيانات الإحصائية

يعتبر العرض البياني - أى الرسوم البيانية - وسيلة أخرى لتلخيص وعرض البيانات الإحصائية ، خاصة أنها أسهل إستيعاباً وأكثر سهولة وجاذبية للقارئ العادى عنه في اسلوب العرض الجدولي ، هذا بالإضافة الى أن بعض الرسوم البيانية كساسيرد فيما بعد. الرسوم البيانية كساسيرد فيما بعد.

وتختلف أشكال العرض البيانى ، لإختلاف نوعية البيانات الإحصائية ، ولأختلاف وظيفته البيانات الإحصائية ، ولإختلاف وظيفته الدوضحية لمن سيطلع عليه . ذلك لأن الهدف من الرسم البيانى لا يمكن تحقيقة إلا بإختيار الرسم المناسب ، فهناك رسوم يكون هدفها إيراز طريقة التخير فى الظواهر موضوع الدراسة خلال فترة زمنية محددة ، وأخرى يكون هدفها بيان ظاهرة كلية إلى أجزائها المختلفة فى فترة وليكن عام محدد ، أو أن يبرز الرسم البيانى هذا التقسيم فى عدة أعوام منتاليه. فيتضح التغير فى تركيب الظاهرة من عام لآخر مثلاً .

لكل ما تقدم تختلف أشكال العرض البياني للبيانات النوعيــة (غير المبويـة) عنه في البيانات التكراريـة (المبوية)

أهم أشكال العرض البياني للبيانات النوعيـة (غير المبوبة) .Nomenal Décta أولاً: الأعمدة أو المستطيلات البيانية (Bar Chart)

وعادة مايستخدم هذا الشكل لتحليل بيانات منصلة أو منفصلة وهدفها ليراز قيم ظاهرة في عدد من السنوات أو في عدة أماكن مختلفة ، أو لأبراز ظاهرتين أو أكثر لعدد من السنوات أو في أماكن مختلفة أو لإبراز التغير في ظاهرة ما سواء كان تفيراً موجباً أو سالباً ... الخ ، وهناك أكثر من نوع من هذه الأعمدة وفي كل الأنواع بجب مراعاة مايلي:

 ١ - يجب أن يتم الرسم البياني على محورين متعامدين أحدهما المحور الأفقى (س) ويخصص دائما للمتغير المستقل. والآخر للمحور الرأسى (ص)
 ويخصص المتغير التابع، على أن تمثل الأوجه المختلفة الظاهرة وقد تكون سنوات، صفات أو فنات، كتواعد متساوية للأعمدة على المحور الأفقى، على أن تعلى الظاهرة نفسها كإرتفاع (للأعمدة) على المحور الرأسى على أن يتعلى المخور الرأسى على أن يبدأ المقياس المدرج على المحور الرأسى – من (الصفر) دائماً – حتى تتناسب مساحة الأعمدة مع أرتفاعاتها أى مع الأرقام الحقيقية التى تعللها الظاهرة موضوع الدراسة ، على أن يتم كل ذلك بعقياس رسم – مناسب – يفضل أن يوضح بجانب الرسم – بما يعمل على تسهيل اجراء المقارنات المختلفة بين قيم هذه الظاهرة في الأزمنة أو الأمكنه المختلفة .

٢ - يجب أن توضح الأعمدة ، على الرسم بطريقة مناسبة ويفضل أن يترك مسافة بين كل عمودين متجاورين تعادل به قواعد هذه الأعمدة، على أن يكتب اسم كل وجه من أوجه الظاهرة في أسفل العمود الذي يعظها.

 ٣ ـ إذا ما كانت قيم بعض السنوات أو الأمكنه متطرفة وبالتالى سيكون إرتفاع العمود الذى تمثله شاذا ـ وفقا لمقياس الرسم المختار ـ فإنه فى مثل هذه

الحالات يمكننا كسر ذلك العمود قرب قمته بطريقة غير منتظمة هكذا (المهمة) وكتابة قيمتة المددية أعلاء .

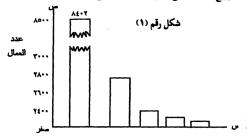
٤- يتم كتابة كل من موضوع ومكان وزمان البيانات التي تمثل الشكل بعنوان يكتب عادة أعلاه ، على أن يكتب مصدر هذه البيانات اسفل الشكل .
 (1) الأعمدة السائية السيطة :

وتستخدم إذا كان هناك سلسلة من القيم لظاهرة راحدة ذات أرجه مختلفة أو لعدد من السنوات أو الأمكنة المختلفة ، ويراد عرصها بواسطة الأعمدة ، وحتى يتم إستيماب تطور بيانات الظاهرة بسرعة بمجرد النظر إليها تمثل بمجموعة من الأعمدة المتجاورة بشكل مناسب على أن تمثل السنوات أو الأمكنه على المحور الأفقى كقواعد متساوية لهذه الأعمدة ، بينما تمثل قيم الظاهرة على المحور الرأسي كارتفاعات لهذه الأعمدة ويتضح لنا ذلك من الأمثلة التالية :

مشال (١) : الجدول التالى يومنح ترزيع عدد المنشأت بالملكه العربية السمودية حسب عدد العمال بالمنشأة حتى ١٠٠ عامل في عام ١٤١٧ هـ والمطارب تعليل ذلك برانياً في شكل أعمدة بسيطة

	V1.1·				نصات العال
£V1	111	1149	4444	AE+4	عدد المشأت

توزيع المنشأت على حسب فدات العمال عن سنة ١٤١٧هـ .

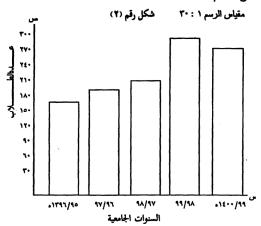


مشال (٧) : فيما يلى عدد الطابه الخريجين بكلية الطوم الادارية ـ جامعة الملك سعود فى الفترة من العام الجامعى ١٣٩٦/٩٥ هـ حتى العام الجامعي ١٤٠٠/٩٩ هـ .

٨١٤٠٠/٩٩	11/14	14/14	14/17	17/10	العبام الجامعى
Y7.9	111	198	148	171	عددالطلاب

المطلوب : تمثيل ذلك بيانيا في شكل أعمدة بسطة

عدد الطلبة المقيدين بالكلية في الفترة من العام الجامعي ١٣٩٦/٩٥ هـ حتى ١٣٩٦/٩٥ هـ .



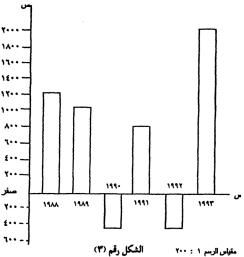
المصدر: دليل كلية العلوم الإدارية ١٤٠٠ ـ ١٤٠١ هـ

وهناك بيانات بعض الظواهر التى تكون موجبة فى بعض الأحيان وسالبه فى أحيان أخرى وكأمثلة لذلك ، نتيجة أعمال احدى الشركات قد تكون ربع (موجب) أو خسارة (سالب) خلال عدة سنوات متنالية ، أو بيانات التصدير والاستيراد لنولة ما فى عدة سنوات ، والميزان التجارى لاحدى الدول فى فترة محددة كفائض أو عجز، هنا يمكن تمثيل فيم هذه الظواهر بأعمدة بسيطة أيضاً على أن تمثل القيم الموجبة بأعمدة نرسم أعلى محور السيئات بينما يتم نمثيل القيم السالبة بأعمدة نرسم أسفل محور السيئات الرسم.

مثال (٣) : فيما يلى بيان صافى الربح أو الخسارة بالألف جنيه خلال السنوات 1940 حتى 199٣ لإحدى الشركات ، مع ملاحظة أن الخسارة ستمثل بقيم سالبة .

	1998	1997	1991	199.	1949	1944	السنــة
Contract Con	Y	(1)	۸۰۰	(٢٥٠_)	1	14	نتيجه الأعمال

المطلوب : تمثيل تلك البيانات بيانيا في صورة أعمدة بسيطة .



پن ارس ۱۰۰۰ استان رس

(ب) الأعمدة البيانية المزدوجة (المتلاصقة) :

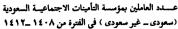
وتستخدم اذا كانت هناك سلسلتين أو أكثر من القيم لظاهرتين أو أكثر أو لظاهرة المختلفة ... الغ، لظاهرة ذات عدة أوجه مختلفة في عدد السنوات، أو الأماكن المختلفة ... الغ، وهذا يتم تعديل كل استه أو مكان أو وجه من أوجه الظاهرة بعمودين أو أكثر متلاصقين ، وهكذا بالنسبة للأوجه أو السنوات أو الأماكن الأخرى ، بحيث يكون طول كل عمود منها متناسباً مع القيمة التي تعظها كل ظاهرة أرجبه ولسهولة إجراء المقارنات يمكن تظليل أيهما أو إعطاء كل منها لون مختلف عن الأخر ويتصح ذلك من المثال التالي .

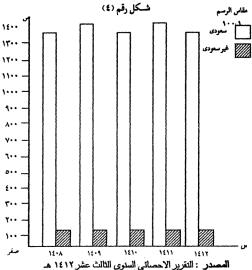
مشال رقم (٤) : فيما يلى عدد العاملين بالمؤسسة العامة للتأمينات الإجتماعية على حسب الجنسية خلال الفترة من ١٤٠٨ هـ حتى ١٤١٢ بالمملكة العربية السعودية .

1117	1811	121.	12.9	18+4	السنة
٥٩	۸۱	44	91	1.1	غیر سعودی
1899	1517	1844	1777	1414	سعودى

المطلوب : تمثيل ذلك بيانياً في صورة أعمدة مزدوجه .

الحسل:





جــ الأعمدة البيانية الجزأة (المركبة) :

وعادة ما تستخدم اذا كانت هناك ظاهرة ما تتكون جملتها من عدة أجزاء من نوعيات مختلفة فعثلاً اجمالي عدد السكان في بلد أو منطقة ما تتكون من جزء من السكان الذكور ، وجزء آخر من السكان الأنـاث أيضا عدد الطلبة بجامعة أو كلية ما تتكون من جزء من الطلاب الذكور والجزء الآخر من الطالبات، كما أن إجمالى الاستيراد فى عام ما لبلد ما يتكرن من جزئيات من البصائع المختلفة ويمكن إيصاح هذه الجزئيات المختلفة فى عدة سنوات متتالية أو أماكن مختلفة فى شكل عمود واحد لكل سنه أو مكان على أن يتكرن هذا العمود من عدة جزئيات تجميعية مميزة على حسب الأحوال ، وهنا يمكن :

١ ـ مقارنة الأعمدة المقابلة ببعضها البعض من ناحية ، ومقارنة الأجزاء المتشابهة في كل عمود من ناحية أخرى، وللايضاح يتم تظليل أو تلوين كل جزء بشكل أو لون يختلف عن الجزء الآخر، ويتضح ما تقدم من المثال التالي:

منسال (٥) :

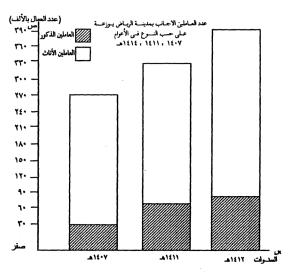
فيما يلى اجمالى العمالة الأجنبية بمدينة الرياض عن الأعوام ١٤٠٧، ١٤١١ ، ١٤١٢ موزعة على حسب النوع.

A1814	۱٤۱۱هـ	۸۱٤۰۷هـ	النوع
377FYY 77FYY	708277 77170	770779 77979	نکـــور إنــاث

المطلوب: تمثيل ذلك بيانياً في شكل أعمدة مجزأة

الحسل:

مقياس الرسم ١: ٣٠ ألف



شكل رقسم (٥)

ويلاحظ أن طول العمود الكلى يمثل جملة العاملين ، بينما يمثل الجزء المظلل عدد العاملين الأنساث، والجزء غير المظلل عدد العاملين الذكور.

: (Line Chart) الخط البياني

وعادة ما يستخدم لترضيح سير ظاهرة ما خلال فترة زمنية محددة ، فنقرم برسم خطين أو محروين متعامدين، يختص الأفقى منها للتعبير عن الزمن، بينما يختص الرأسى منها لقياس التغير في الظاهرة عن الفترات الزمنية المختلفة على أن تحدد قيم الظاهرة بنقاط في المستوى المحصور بين المحورين بقيمتين أحدهما مقيسه على المحور الأفقى والأخرى على المحور الرأسى (الإحداثيات) ولو تم توصيل هذه النقاط بخطوط مستقيمة فإننا نحصل على شكل نطلق عليه والخط البياني .

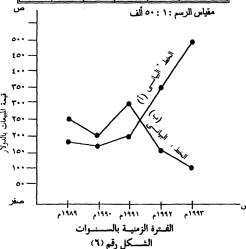
كما يصلح الخط البياني أيضا لمقارنة ظاهرتين أو أكثر بالنسبة الزمن أو كظاهرة مشتركة ، حيث يتم تخصيص خط بياني لكل ظاهرة أو متغير مع تمييز كل منها عن الأخرى باحدى طرق الرسم المستخدمة وليكن اللون مثلاً.

ويتضح لنا ما تقدم من الأمثلة التالية :

مشال (٦) :

فيما يلى المبيعات لمحلات إدريس لكل من الفرعين أ ، ب بالألف دولار فى المدة من ١٩٨٩ م حتى ١٩٩٣ م والمطلوب تمثيل ذلك بيانياً فى صورة خط بياني.

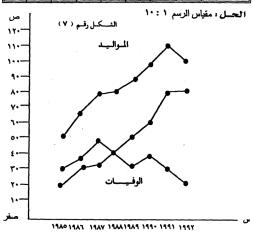
۱۹۹۳م	۱۹۹۲م	۱۹۹۱م	۱۹۹۰م	۱۹۸۹م	العصنة
۰۰	40.	٧٠٠	170	14.	الفرع أ
1	100	۲۰۰	۲۰۰	۲0٠	الفرع ب



- 74 -

مشال (۷) فيما يلى عدد المواليد وعدد الوفيات فى إحدى القرى خلال الفترة الزمنية من ١٩٨٥م مع مديناً في صورة خطوط بيانيه مع أستنساج الظاهرة المشتركة بينهم .

۱۹۹۲م	١٩٩١م	۱۹۹۰م	۱۹۸۹م	۱۹۸۸م	۱۹۸۷م	۲۱۹۸٦	۱۹۸۰م	السنــة
1.0	11.	90	۸٥	٨٠	٧٦	٦٥	۰۰	الوفيات
70	٣٠	70	۳۰	٤٠	77	۳۰	۲٠	المواليد
۸٠	۸٠	٦٠	۰۰	ź٠	źź	۳٥	۲٠	عدد الباقين على قيدالحياة



الفسترة الزمنيسة بالسسنسوات

شكل الدائرة:

وبمقتضى هذا الأسلوب للتعثيل البياني ، تستخدم فيه المساحات بدلا من الخطوط البيانية أو الأعمدة لتعثيل البيانات، ففيه تكون مساحة القطاعات الدائرية متناسبة مع الأرقام أو القيم التي تعظها.

وفيه أيضاً تمثل جملة الظاهرة بمساحة دائرة كاملة على أن تمثل القيم الجزئية التي تتكرن منها جملة الظاهرة بقطاعات دائرية ، حيث تتلاقى هذه الجزئية التي تتكرن منها جملة الظاهرة ، ويجب أن تتناسب مساحة كل قطاع دائرى مع المقادير الجزئية المكونة الظاهرة ، مع مراعاة تمييز كل قطاع منها بلون أو أشكال زخرفية مختلفة لزيادة الإيضاح .

وعليه فإن الشكل البيانى للدائرة يمكن أن يستخدم لتمثيل بيانات مكونه من مجموع عام لظاهرة ما ، وفيه يقسم المجموع العام المشار اليه إلى أجزاء، ومن ذلك يمكن مقارنة البيانات الجزئية لمجموع الظاهرة على أساس نسبى .

مشال (۸) :

الجدول التالى يوضح توزيع منشأت القطاع الخاص باحدى المدن موزعـة على مناطقها المختلفة عام 1990 .

الإجمالي	الجنوبية	الشمالية	الغربية	الشرقية	المنطقة
15779	1554	1104	PF70	757.	عدد المنشأت

المطلوب : تمثيل ذلك بيانياً في شكل دائرة

الحسل:

أولاً : يتم تحويل القيم المطلقة إلى نصب ملوية (بقسمة عدد المنشأت في كل منطقة على اجمالي المنشأت بالمدينة) .

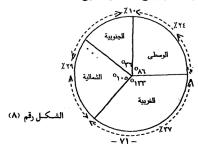
ثانياً : تحويل النسب المنوية في (أولا) إلى زوايا فطاعيــة – من زاويــة مركزية للدائرة قدرها ٥٣٦٠ – تتناسب كل منها ص السبة المنويــة لكل جزء .

أى أن : الزاوية القطاعية لأى جزء - ٣٦٠ × النسبة الملوية الجزء.

ويوضح الجدول التالي الخطوات المطلوبة في (أولاً) (وثانيا) .

زاوية قطاعية	النسبة المئوية لعدد المنشأت	عندالمنشأت	المنطقة
0A7 = YE × 077.	% YE = 1 · · × TEY-	454.	الشرقية
0124 = 11. × 021.	// TY = 1 · · × 0779	P770	الغربية
01.0 = 1 × 041.	7013 × ··· = PY X	1107	الشمالية
077 = 1 × 077.	71:=1×122Y PAY31	1887	الجنوبية
0,471	Z1••	18749	الاجمالي

ويمكن تمثيل ذلك بيانيا في شكل دائرة كمايلي:



اذا كان عدد الأجزاء لظاهرة ما كبير ١ ، فلا يفضل استخدام شكل الدائرة لتمثيل مثل هذه الظاهرة بيانياً ، لتعذر التمييز الواضح بسهولة لكل قطاع دائرى فيها وهر الهدف الاساسى للتمثيل البيانى ، وعليه فى مثل هذه الحالات يستحسن استخدام شكل الأعمدة المجرأة .

التمثيل البياني للتوزيعات التكرارية (المبوبه) المنغيرات المصلة :

(أ) المدرج التكرارى: Histogram

هو عبارة عن شكل مدرج بشبة تدرج السلم ، ويمثل التوزيع التكرارى في شكل رسم بيانى أو هندسى ، ويمعنى آخر هو عبارة عن عدة أعمدة متلاصقة تتناسب أطوال كل منها مع تكرارات كل فئة تكرارية شريطة أن تمثل قواعد هذه الأعمدة أطوال فلات هذا التوزيع .

وعلية فإنه يمكن تمثيل كل فقة تكرارية بعمود ، قاعدته هى طول هذه الفقة ، وأرتفاعة عبارة عن تكرار نفس الفقة ، وسنفرق هنا بين مدرج تكرارى يمثل توزيع منتظم ، وآخر يمثل توزيع تكرارى غير منتظم .

أولا : حسالة التوزيع التكراري المنتظم .

 ١ ـ نرسم محورين متعامدين أحدهما محور الصادات (الرأسي) وتمثل عليه التكرارات الأصلية للظاهرة موضوع التمثيل البياني ،وذلك بمقياس رسم مناسب ، ولابد أن يبدأ المقياس من الصفر .

٢ ــ ومحور السينات (الأفقى) وتمثل عليه الفئات المختلفة للتوزيع التكرارى بمقياس رسم مناسب أيضاً، وليس من الصرورى أن يبدأ تدريجه من الصفر، ولكن من فئة سابقة لأدنى فئات التوزيع التكرارى.

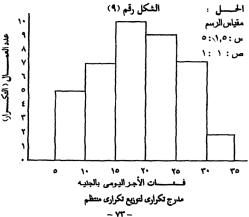
" ـ نقيم أعمدة (مستطيلات) متلاصقة على المحور الأفقى (س) ذات قواعد متساوية (مثل أطوال الفئات) ، على أن يمثل طول كل عمود (أو مستطيل) منه التكرار المناظر لكل فقة على المحور الرأسى (ص) .

ولما كانت قواعد المستطيلات متساوية لتساوى أطوال الفقات هنا سنكرن النسب بين إرتفاعات هذه المفات النسب بين تكرارات هذه الفقات وتساوى أيضاً النسب بين تكرارات هذه الفقات وتساوى أيضاً النسب بين مساحات هذه المستطيلات ، وبالتالى تكون مساحات تلك المستطيلات تساوى في مجموعها المجموع الكلى للتكرارات ، ويشترط هنا أن يكون التوزيع التكرارى مقفلاً حتى لا نهمل تمثيل الفقات المفتوحة به .

مشال (٩) :

فيما يلى جدول تكرارى يوضح توزيع الأجر اليومى بالجديه لعدد ٤٠ عاملاً في أحد المصانع ، والمطلوب تمثيله بيانياً في صورة مدرج تكرارى.

L	_1.	_10	-,.	م- ا	فئسات الأجر بالجنية
Y V	1	١٠.	٧	٥	عدد العمال (التكرار)



ثانياً : حالة التوزيع التكراري غير المنتظم :

وفية يكون أطوال الفئات غير متساوية ، وبالتالى ستكون أطوال (قواعد) المستطيلات غير متساوية ، ومن ثم لن تتناسب مساحة المستطيلات مع التكرارات الأصلية (أرتفاعات المستطيلات في هذه الحالة) ، وحتى نظل مساحة المستطيلات متناسبة مع أرتفاعاتها (أي التكرارات) فندخل التعديل التالى على التوزيع التكرري الأصلى قبل الرسم لنصل إلى ما سنطاق عليه التكرار المعدل الذي سيتخذ أساساً لرسم المدرج التكراري .

مشال (١٠) فيما يلى جدول يمثل توزيع الدخول اليومية بالجنيه لعدد ٥٤٠ من العائلات بأحدى العدن .

0 1.	-45	- 44	-44	-14	-1.	الغنات(ف)	الدخل اليومى بالجنية
۲۰	14.	14.	9.	۸۰	٤٠	التكرارات (ك)	عدد العائــلات

والمطلوب تمثيل ذلك بيانيا في صورة مدرج تكراري :

الحــل :

حيث أن أطوال فدات الدخل غير متساوية ، بل مختلفة الأطوال فطولها في الأولى (^) ، والثانية (٤) والثالثة والرابعة والخامسة (٦) والخامسة (١٠) فالتوزيم التكراري غير منتظم .

وعليه فقبل تمثيله فى صورة مدرج تكرارى وحتى تتناسب مساحات المستطيلات مع تكراراتها المناظرة فيجب الوصول إلى التوزيع التكرارى المعدل وفقاً لمايلى:

التكوار المعدل (ك)	أطول الفئات(ل)	التكرارالاصلى(ك)	ن
0 = <u>f</u> .	٨	٤٠	-1.
Y• =	ŧ	۸۰	_ 14
10 = 4.	٦	9.	_77
Y. = 17.	٦	14.	_ 7A
T. = 14.	٦	14.	_45
r = <u>r.</u>	١٠	٣.	۰۰ _ ٤٠
		٥٤٠	الإجمالي



(ب) المضلع التكرارى : Frequency polygon

هو عبـارة عن الخط المنكسر الواصل بين مراكز الفئات العليـا للمدرج التكراري (الموضح في الشكل ١٠ السابق) .

أو الخط المنكسر الواصل بين إحداثيات مراكز الفئات المختلفة ، والتكرارات الأصلية أو المعدلة المناظره لكل مركز فئة أي يمكن أن نصل إلى شكل المضلع التكراري باحدي طريقتين .

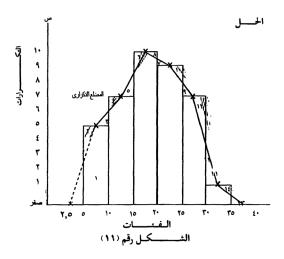
الطريقة الأولى:

تحدد مراكز القواعد العليا المدرج التكرارى ثم نصل نقطة كل مركز منه بنقطة المركز الذى يليه بخط مستقيم .. وهكذا، ولإقفال الشكل نفترض أن هناك فلة سابقة للفئة الأولى بنفس طول الفئة الأولى وتكرارها = صفر ، وفلة أخرى لاحقة الفئة الأخدرة بنفس طولها وتكرارها = صفر .

علماً بأن:

أو مركز الفئة = الحد الأدنى للفئة + طول الفئــة

مشال (١١) مثل بيانات المثال رقم (٩) السابق في صورة مضلع تكراري .



وقد تم الوصول إلى المراكز العليا للفئات كمايلي :

حیث أن مرکز
$$\dot{a}_{1} = \frac{10 + 10}{7} = 10,0$$

حیث أن مرکز $\dot{a}_{2} = \frac{10 + 10}{7} = 10,0$

حیث أن مرکز $\dot{a}_{3} = \frac{10 + 10}{7} = 10,0$

حیث أن مرکز $\dot{a}_{3} = \frac{10 + 10}{7} = 10,0$

مرکز الفئة المابقة للفئة الأولى

 $\dot{a}_{3} = \frac{10 + 10}{7} = 10,0$
 $\dot{a}_{4} = \frac{10 + 10}{7} = 10,0$
 $\dot{a}_{5} = \frac{10 + 10}{7} = 10,0$
 $\dot{$

الطريقة الثانية :

 ١ - نحدد المراكز السغلى (للفشات) على المحور الأفقى (س) مع أفتراض أن هناك فئة سابقة للفئة الأولى بنفس طولها وتكرارها = صفر ، وفشة لاحقة للفئة الأخيرة بنفس طولها وتكرارها = صفر .

والمراكز السابقة هي :

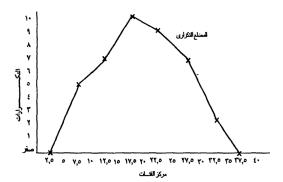
۰,۰ ، ۳۲٫۰ ، ۳۲٫۰ ، ۲۲٫۰ ، ۲۲٫۰ ، ۳۲٫۰ ، ۳۲٫۰ على الترتيب.

٢ ـ نحدد أمام كل مركز فئة ، نقطة تقابل نكرار تلك الفئة وهي في مثالنا صفر ، ٥ ، ٧ ، ١٠ ، ٩ ، ١٠ ، صفر) على الترتيب على المحور الرأسي (ص) .

٣ ـ طبقاً لمثالنا رقم (٩) السابق يكون إحداثى النقط (س، ص) كالأتى
 على الترتيب .

(۹,۲۲,۰) ، (۵,۲۲،۰) ، (۹,۲۲،۰) ، (۹,۲۲،۰) ، (۲,۲۰) ، (۲,۲۰) ، (۲,۲۰,۰) ، (۲,۲۲,۰) ، (۲,۲۲,۰) ، (۲,۲۲,۰)

ويمكن تمثيل النقاط السابقة – وبالتوصيل بينها بخطوط مستقيمة نحصل على شكل المضلع التكراري كمايلي :



الشكل رقم (١٢)

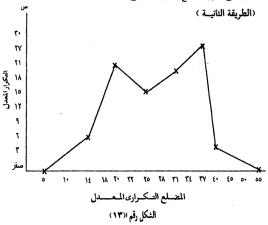
وبالنظر على الشكل رقم (١١) نجد أن هداك مثلثين متتاليين متقابلين متقابلين متقابلين متقابلين متقابلين متقابلين متقابلين متقابلين متقابلين المرا^(٢) والموضحة أرقامهم (١٠) (٤٠) (١٠) (١٠) (١٠) (١٠) نطاق مساحة المضلع التكراري ، والغردية منها وهي غير المظلة خارجه عن مساحة المدرج التكراري - ونظراً لخاصة التطابق بين كل مثلثين متقابلين أحدهما فردى ، والآخر زوجي فاننا نلاحظ أن المساحة بين المضلع التكراري مجموع والمحور الأفقى تساوى نفس المساحة الكلية للمستطيلات، وهي تساوى مجموع

^{(×) (}زاویتین وصلع).

التكرارات ، أى يمكن أن نقول أن مساحة المضلع التكرارى تساوى مساحة المدرج التكرارى لأى ظاهرة يمكن تمثيلهما بيانياً وفقاً للشكلين المشار إليهما عالمه ،

مشسال (۱۲)

أما المثال رقم (١٠) السابق من جدول التوزيع التكرارى المعدل يمكن تمثيله في صورة مضلع تكراري كمايلي :



جــ المنحنى التكراري Frequency Curve

عبارة عن الخط الممهد باليد بين كل أو معظم نقاط المراكز العليا للمضلم التكراري . من التعريف السابق نجد أن المنحنى التكرارى لا يختلف عن المضلع التكرارى - الذى تم مناقشته فى البند (ب) السابق إلا فى أمر واحد فقط وهو أن عملية التوصل بين نقاط المراكز العايا للفنات التى تمت بخطوط مستقيمة بين كل مركزين متتابيين فى الممنلع التكرارى ، يكون التوصيل باليد بين كل أو معظم نقاط المراكز العليا اللفنات المختلفة . بما فيها الفئة السابقة للفئة الأولى والفئة اللاحقة للفئة الأخيرة ، وبذلك نحصل على المنحنى التكرارى ، وعادة ما تكون المساحة المحدودة تحت المنحنى التكرارى أقل أو مساوية تقريباً (*) للمساحة المحدودة تكل من المضلع أو المدرج التكرارى لنفس الظاهرة موضوع التميل البيانى .

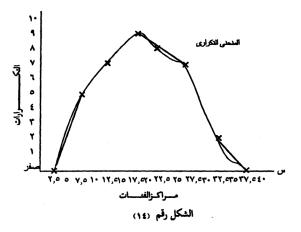
مشال (۱۳) :

فى المثال رقم (١١) السابق - مثل بياناته فى صورة منحنى تكرارى . الحسل :

١ _ باتباع نفس الخطوات التي تمت في المثال (١١) حتى تحديد إحداثي
 نقاط (س ، ص) المختلفة .

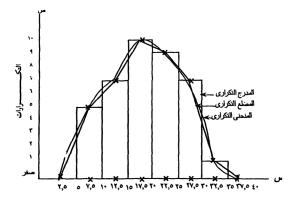
۲ – بالترصيل بخط ممهد (۲۰ بالید بین کل أو معظم قیم (ص) المختلفة وهی (صفر ، ۰ ، ۲ ، ۳ ، صفر) علی الترتیب نحصل علی المتحنی التكراری لنفس الظاهرة .

 ⁽x) كاما كانت أطول القدات قصيرة كلما إقدويت مساحة العدجل التكواري من مساحة كل من المعدرج
والمسلم التكواري لذس الظاهرة وفي النهائية تتماوي المساحات كلما مستر طول الفقة
 (xx) خطأ أملى خال من الأنكمارات لقجائية



مشال (۱٤) :

وعليه يمكن تجميع المثال رقم (٩) السابق في الشكل رقم (١٥) التالى حيث يمثل كل من (١) المدرج التكراري (٢) المصلع التكراري (٣) المدحني التكراري وقعًا لمايلي :



الفئات ومراكز الفئسات الشكل رقم (10)

أنواع المنحنيات التكرارية :

يتوقف شكل المنحنى التكرارى على التوزيع التكرارى الذى يتم تمثيله بيانيا (*) كما يستخدم المنحنى التكرارى كشكل بيانيا مرض نموذجين أو أكثر من التوزيعات التكرارية والتى تختلف فيما بينها على أساس خاصية أو أكثر من الخصائص الأربعة (*) فهناك :

: Symetric or Normal Curve المنحنى التكراري المعتدل أو المتماثل - ١

⁽x) تتوقف على خصائص التوزيع الأربعة من حيث القيمة الوسطى ، والتشت ، والالتواء ، والتغرطح .

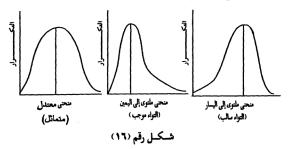
وهو منحنى متماثل وله محور رأسى متماثل يمر بنقطة النهاية العظمى للتوزيع ، ويقسم التوزيم إلى جزئين متطابقين تماماً .

٢ - المنحنى التكرارى غير المحدل (غير متماثل أى ملتوى: - Kewed: ويختلف عن المنحنى المعتدل فى أن طرفيه غير متماثلين ، فقد يكون الطرف الأيمن ممتد إلى مسافة أطول من الطرف الأيسر ويطلق عليه (منحنى ملتوى إلى اليسار اى ذات التواء سالب) وقد يحدث العكس بأن يكون الطرف الأيسر أطول من الطرف الأيمن ، ويطلق عليه (منحنى ملتوى إلى اليمين أو ذات التواء موجب) .

ونلاحظ هناأن:

المنحنى الملتوى إلى اليسار يكون صعودة إلى القمة سريعاً وهبوطة منها
 بطيئاً ، والعكس فى المنحنى الملتوى إلى اليمين يكون صعوده إلى القمة بطيئا
 وهبوطة منها سريعاً

ويتضح لنا ما تقدم من الأشكال البيانية التالية :



٣ ـ المنحنى التكراري المتجمع (Commulative Frequncy Curve):

سبق لنا في الفصل الثالث أن تعرضنا التوزيعات التكرارية المتجمعة سواء أكانت المتجمعة الصاعدة أو المتجمعة الهابطة ، المطلقة أو النسبية (x) ويمكننا رسم منحنيات تمثل التوزيعات السابقة ، وذلك بتخصيص المحور الأفقى (س) في الشكل الدياني لحدود الفئات سواء أكانت فئات صاعدة أو فئات هابطة ، على أن يخصص المحور الرأسي (ص) للتكرارات المطلقة أو النسبية ، المتجمعة الصاعدة (أوالهابطة) ، على أن يتم توصيل النقاط الناتجه بخط مُمهُد باليد ، وبذلك نحصل على أي من المنحنيين المتجمعين ، المنحني المتجمع المابط (من جدول تكراري متجمع صاعد) أو المنحني المتجمع الهابط (من جدول تكراري متجمع هابط) أو المنحنين معاً .

ويلاحظ أن المنحنى المتجمع الصاعد فى صعود مستمر ، بينما المنحنى المتجمع الهابط فى نزول مستمر ، كما أنه إذا رسمنا كلا من المنحنين الصاعد والهياط فى شكل واحد وينفس مقياس الرسم على المحورين (س، ص) فإن نقطة تقابلهما يكرن لها خاصة مفيده من الناحيه العملية حيث أن إحداثيها الرأسى يساوى نصف مجموع النكرارات جميعها ويطلق عليه ، الوسيط،

مشال (١٥) :

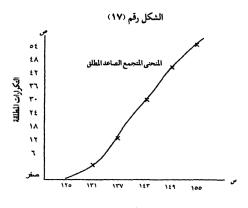
من الجدول التكرارى المتجمع الصاعد ، والمتجمع الهابط (المطلق والنسبى)التالى مثل ذلك بيانياً فى صورة منحنى متجمع صاعد ثم منحنى متجمع هابط ، ثم المنحنيين معاً .

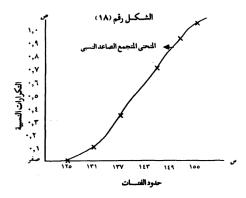
الحسل :

⁽۱) إنظر البداول رقم (۲، ۲، ۲) مـــ ۵۲، ۵۲، ۵۳.

أولاً : التكرار المتجمع الصاعد (المطلق والنسبى) كما في الشكلين (١٧)، (١٨) التالية :

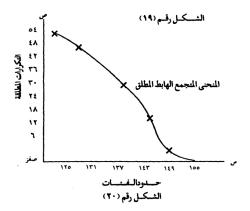
التكرار المتجمع الصاعد النسبى	التكرار النسبى البسـيـط	التكرار المتجمع المباعدالمطلق	حدود الفضات	التكرار المطلق البسيط	الفلسات
صفر	٠,١٢	صفر	أقل من ١٢٥	٦	_140
٠,١٢	٠,٢٢	٦	أقل من ١٣١	11	۱۳۱_
٠,٣٤	٠,٣٠	۱۷	أقل من ١٣٧	10	-157
٠,٦٤	٠,٢٤	44	أقل من ١٤٣	۱۲	_127
٠,٨٨	٠,١٢	££	أقل من ١٤٩	٦	100_159
١, _		٥٠	أقل من ١٥٥		
	١,			٥٠	اجمالىالتكرارات

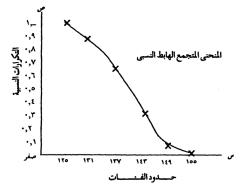




ثانياً : التكرار المتجمع الهابط (المطلق والنسبي) (كما في الشكلين ١٩، ٢٠ التالية).

التكرار المتجمع الهايطالنسبي	التكرار النسبى البسيط	التكرار امتجمع الهابطالمطلق	حدود الغشات	التكرار المطلق البسيط	الفئات
١,-	٠,١٢	۰۰	١٢٥ فأكثر	٦	_1 70
٠,٨٨	٠,٢٢	££	۱۳۱ فأكثر	11	۱۳۱
٠,٦٦	٠,٣٠	77	۱۳۷ فأكثر	10	-157
٠,٣٦	٠,٢٤	14	۱٤۳ فأكثر	١٢	_127
٠,١٢	٠,١٢	٦	١٤٩ فأكثر	٦	100_119
مسفر		مسقر	٥٥١ فأكثر		
	١,_			۰۰	لجمالىالتكرارات

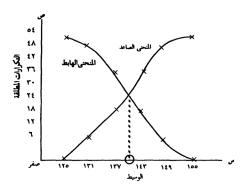




- ۸۸ -

ثالثاً : التكراريس معا كما في الشكل التالي :

الشكل رقم (21)



حسدود السفيسسات

أسئلة وتمارين (٣،٢،١)

- ١ عرف علم الاحصاء سواء الاحصاء الوصفى، الاحصاء الاستدلالي وما هي
 محالات استخدامه الاساسة ؟
 - ٢ أذكر بإختصار مراحل أو خطوات المنهاج الإحصائي .
 - ٣ ـ تكلم عن :
 - (أ) مصادر جمع البيانات الاحصائية.
 - (ب) أساليب جمع البيانات الإحصائية .
 - (ج) مزايا وعيوب أسلوب الحصر الشامل
 - (د) مزايا وعيوب أسلوب العينات .
 - (و) خطأ الصدفه وخطأ التحيز ، وعما يتوقف خطأ الصدفه ؟
 - (هـ) الإطار .
 - ٤ من أهم أنواع العينات .

العينه العشائيه البسيطه ، العينه الطبقيه ، العينه متعدده المراحل ، العينه المنتظمه .

- ناقش ما هية كل منها من حيث عمليه السحب وكيف نتم ، وظروف إستخدامها ومزاياها وعيوبها ؟
- وضح القواعد أو الشروط العامه الواجب مراعاتها عند تصميم الإستمارة
 الإحصائدة .
 - ٦ ـ عرف كل من :
 - (أ) صحيفه الإستقصاء ، أو الإستبيان .
 - (ب) كشف البحث .

- ٧ ـ أذكر أهم أساليب جمع البيانات من الميدان .
- ٨ ـ ناقش باختصار أهم طرق تصنيف أو عرض البيانات الإحصائيه .
 - ٩ ـ فرق بين المتغير المنفصل و المتغير المتصل .
- ١٠ أذكر أنواع الجداول الإحصائيه مع ذكر أهم الأسس والقراعد الواجب مراعاتها عند إعداد هذه الجداول سواء لبيانات وصفيه أو لبيانات كمية .
 - ١١ ـ اذكر خطوات التصنيف أو التبويب الآلي للبيانات الإحصائيه .
- ١٢ ـ فيما يلى بيان بالإنتاج من الذهب (بملايين الدولارات) في احدى الدول المنتجة له عن المدة من ١٩٥٠ ـ ١٩٩٠ .

199:	1949	1944	1944	1947	19.60	1981	1945	7481	1941	19/4	البنة
١٠٠٠	4:	٠.	1	٥٠٠	71.	۲۰۰	۲۰۰	14.	۲٦٠	i 1	إنتاج الذعب (بملايين الدولارات)

والمطلوب: تمثيل ذلك في صورة أعمدة بسيطه.

۱۳ ـ فيما يلى جدول يوضح ، اجمالى الاقساط ، واجمالى التعريضات باحدى شركات التأمين عن عامى ۱۹۹۲/۹۳، ۱۹۹۲/۹۳ (بالآلف جنيه).

	1998/98			1997/97		
البعلة	تأمينات عامة	تأميناتحياة	الجملة	تأمينات عامة	تأميناتحياة	السيسان
		<u></u>	_ <u>A</u>	<u>^</u> _	 1007	اجمالي الأقساط
**************************************	PTFOIT	1707	7-1717	7-7911	1744	اجمالى التعويضات

والمطلوب :

تمثيل ذلك بيانيا:

(أ) في صورة أعمدة مزدوجة .

(ب) في صورة أعمدة مجزأة

١٤ - الجدول التالى يوضح تطور عدد سكان مناطق العالم عن الأعوام
 ١٩٥٠ ، ١٩٧٠ ، ١٩٧٠ موزعة على القارات المختلفة (بالعليون نسمة) :

1940	1970	1900	القارة
721	YYA	717	إفريقيا
7.07	1709	١٣٨٨	آسيا
773	140	797	أورويا
444	199	177	أمريكا الشماليه
77.7	717	177	أمريكا الجنوبية
19	17	١٣	إستراليا
757	Y12	14.	روسيا
7777	40	7017	الإجمالى

والمطلوب:

تمثيل ذلك بيانيا :

١ - في صورة أعمدة بسيطة بالنسبه لاجمالي السنوات

 ٢ ـ في صورة أعمدة بسيطة مزدوجة بالنسبة التوزيع على القارات عام ١٩٧٠.

٣ ـ في صورة أعمدة بسيطة مجزأة بالنسبة لأعوام ٥٠ ، ٦٠ ، ١٩٧٠ .

 ١٥ ـ فيما يلى جدول يوضح إجمالى الودائع فى البنوك عام ١٩٩١ كقيمة بالمايون جنيه .

الاجمالى	العالم الخارجي	القطاع العائلي	قطاع الاعمال الذاص	شركات القطاع العام	القطاع الحكومي	القطاع
ASTEA	1-4-	£AA••	114.0	144.	1.14	الأرصدة في نهاية يونير

والمطلوب :

تمثيل ذلك بيانيا في شكل دائرة .

١٦ ـ الجدول التالى بوضح أنصبة الدول الرئيسية المستوردة للقطن المصرى فى عامي ١٩٩٠/٨٩ . ٩٠ / ١٩٩١ .

الاجمالى	أخرى	سويسرا	بلغاريا	اليابان	رومانيا	الاتحاد السوفيتي	الدواسة
1	٥٢,١	۳,۲	1,£	٧٠	1,1	77,7	عام۸۹/۱۹۹۰
١٠٠	17,1	۲,۷	٥	10,9	Y1,Y	۲۰,۸	عام ۱۹۹۱/۹۰

المطلوب :

تمثيل ذلك بيانيا في صورة الخط البياني .

 ۱۷ ـ فيما يلى جدول يوضح تقديرات ميزان المدفوعات عام ۱۹۹۱/۹۰ بالمليون دولار .

Γ	الممالانجال											
	المافيسيسوفسيسان								النحمــــــــــــــــــــــــــــــــــــ			
منفرعات لخری	معروفات التكومة	الدوائد على القزوض	سروقات النغ والطوراطاع	LL	منفرعات نجارية	متفرعات عن واردات	منصلات لغری	فو ل د وارساح	المواحة	رم ا نزوز فر ف اة ا نوين	e),i	مصية السادرات
1771,0	£££,¥	1075,7	AY,1	1-1,-	117,1	11676,0	mı,∘	1-11,1	175,1	171,1	A11,1	TMIA

والمطلوب :

تمثيل ذلك بيانيا في شكل بياني مناسب.

۱۸ - أظهرت حسابات بنك لأربعة أعوام توزيع الأرباح كما يلى (بالمليون جنيه)

1998	1997	1991	199.	السنــه
10	••7 •• •• ••	7 1. To	140 0 70 150	الريح قبل الضرائب المنرائب ارباحالاسهم صافي الربح

والمطلوب :

تمثيل ذلك بأحدى طرق التمثيل البياني المناسبه .

١٩ ـ الجدول التالى يوضح إستثمارات شركات التأمين المخصصه لحقوق حملة الوثائق موزعه على أنواع التأمين الرئيسيه في عامى ١٩٩٢/١٩٩٣ ، ١٩٩٣/١٩٩٢ (بالألف جنيه) .

الإجمالى	إستثمارات حرة	جمله إستثمارات مخصصة	تأمينات عامه	حياة وتكوين أمــوال	السنة
157771.	979799	0848411	TE1-7V1	194779+	91/98
01.0711	ATETIV	£0Y10 Y Y	TTRAAPT	1044077	98/98

المطلوب :

- (أ) تمثيل ذلك بيانيا في صورة أعمدة .
- (ب) تمثيل ذلك بيانيا في صورة دائرة .

117

11

٢٠ - المفردات التالية تمثل درجات (٤٠ عاملا) في إختبار الذكاء .

44

177

1.4

VY

17

المطلوب :

۸١

وضع المفردات السابقة على شكل توزيع تكرارى عدد فثاته (٧ فئات متساويه) على أن تبدأ الفه الأولى بـ (٧٠) .

٢١ ـ الجدول الآتي يوضح توزيع الأجور الأسبوعبة بإحدى الورش بالدولار:

TY_T•	-44	-41	-72	_4.	-14	فثات الأجر
٥	١٠	10	٣٠	70	٧٠	عدد العمال

المطلوب :

أولا : تمثيل التوزيع السابق في صورة

- (أ) مدرج تكرارى (ب) مضلع تكرارى (جـ) منحنى تكرارى
 - (د) المنحنى التكراري المنجمع الصاعد
 - (هـ) المنحنى التكراري المتجمع الهابط.

ثانيا : إحسب التوزيع التكرارى النسبى لبيانات السؤال السابق ومنه أوجد التوزيع المنجمع الهابط ، والمتجمع الصاعد النسبى

٢٢ - الجدول التالى يبين التوزيع التكرارى لعدد (٣٠٠) من العمال باحدى
 المؤسسات موزعه على حسب أعمارهم :

 فات العمل ١٥- ٢٠ -٣٠ -٣٠ ٠٥. ١٧٠ -٠٠ الاجمالى

 عدد العمال ٣٠ ٥٠ ٥٠ ٥٠ ١٠٠

التمثيل البياني للتوزيع التكراري السابق في صورة

- (أ) مدرج تكراري (ب) مضلع تكراري
- (ج) منحنی تکراری (د) منحنی متجمع صاعد
 - (هـ) منحني متجمع هابط
 - (و) حدد عدد العمال الذين تقل أعمارهم عن ٣٠ سنة
 - (ز) حدد عدد العمال الذين تزيد أعمارهم عن ٣٥ سنة .

٢٣ ـ إذا كانت البيانات التاليه توضح أطوال وأوزان (٤٠ شخصا) كما يلي.

الطول	الوزن	الطول	الوزن	الطول	الوزن	الطول	الوزن
179	79	179	٧٩	109	٦٧	150	77
177	٨٨	127	٥٢	۱۷٦	90	١٧٤	٨٦
104	٧٨	175	77	144	77	140	٧٨
177	97	140	AY	114	٥į	111	٥٧
127	77	189	٥٩	171	۸۳	١٦٨	٨٦
177	95	177	٧o	170	٧٣	107	٧٦
127	**	١٣٧	71	104	٦٥	101	77
144	٨٩	177	٧١	107	٨٥	124	٧٦
107	77	109	٧٩	105	٧٦	١٦٨	٧٩
177	٧٤	104	٦٨	101	00	170	79

المطــلــوب :

عمل توزیع تکراری مزدوج للوزن والطول معاً ثم من التوزیع التکراری (أ) عمل توزیع تکراری مستقل لکل من الوزن والطول.

٢٤ - فيما يلى بيان بأسعار مجموعه محددة من الاسهم (بالجنيه) في بورصه
 الاسكندرية .

۸۳	772	190	717	۸Y	117
122	4.5	4.8	179	*11	97
117	170	177	4.5	440	101
15.	171	177	144	174	7.47
7.4	188	١٢٣	۸٥	149	119
1.1	127	707	127	97	١٣٤
77	7.7	94	177	401	187

المطلوب :

تبويب الارقام السابقة في جدول تكراري منتظم طول فئته ٢٠ جنيها .

٢٦ - الجدول التألى يوصنح التوزيع التكرارى لمرضى التأمين الصحى بأحد
 المستشفيات موزعين على حسب العمر والنوع .

المجموع	نكـور المجموع		العمر
10	٩	٦	أقل من ۲۰
7.0	10+	٥٥	_7.
72.	7	٤٠	_4.
٣١٠	44.	٣٠	_£•
72.	44.	٧٠	_0.
19.	14-	١٠	_7.
٣٠	40	٥	۷۰ فأكثر
1770	117£	177	المجموع

المطلوب :

١ ـ رسم المدرج التكراري لتوزيع كل نوع من انواع المرضى .

٢ -- رسم المصلع التكراري لمجموع المزحني.

٢٧ ـ اذا كان لدينا عينه مكونه من ٢٥ مفردة لدراسة العلاقة بين عمر الزوجه
 وعمر الزوج وكانت بياناتها كالثالى :

عر الزوج (س)	عىر الزوجة (س)	رقم الاسرة	عىر الزوج (ص)	عمر الزوجة (س)	رقم الاسرة	عمر الزوج (ص)	عمر الزوجة (س)	رقم الاسرة
77	777	19	źA	т	1.	71	ΥV	1
£ 7	17	٧.	44	17	11	Y3 :	77	۲
£9	17	۲۱	٤٥	*1	14	٤٣	79	٣
£A	70	77	٤٠	77	18	Y£	17	٤
٤٢	17	77	£9	18	11	n	14	٥
71	m	Y£	70	YA .	10	4.4	77	٦
£7°	° 19	40	7£	71	11	٤٩ .	14	٧
		-	n	77	17	111	77	٨
		-	TA	17	14	177	٧٠	٩

المطسلسوب :

اعداد التوزيع التكرارى المزدوج لعمرى الزوجة والزوج وكل التوزيعات الهامشية الأخرى المكنة .

الفصل الرابع

المرحلة الرابعة : تحليل البيانات الإحصائية) مقاييس النزعة المركزية (المتوسطات الاحصائية) Measures Of centeral Tendency Or Statistical Averages

تعريف عام: فى الفصول السابقة تم وصف وتلخيص البيانات الإحصائية الخام عن الظاهرة موضوع الدراسة ، إما فى شكل جداول إحصائية أو فى بعض الأشكال البيانية أو الهندسية ، ومما لا شك فيه أن الخطوتين السابقتين قد ساعدت إلى حد كبير على فهم وإيراز بعض خواص مثل هذه الطواهر ، ورغم ذلك لم يكن من الميسور فى بعض الحالات إجراء بعض المقارنات الدقيقة بين الظواهر المنشابهة فى فترات أو أماكن مختلفة كما إستحال في المعنى الآخد من الأشكال البيانية .

من هنا كان لابد من إستكمال الخطوتين السابقتين بخطوة ثالثة ضرورية تسهل وتيسر لنا إجراء عمليات المقارنات المشار إليها بين الظواهر من ناحية ، وتزيد من إيراز خصائص بيانات هذه الظواهر من ناحية أخرى ، وتقوم الخطوة الثالثة على تلخيص بيانات الظواهر أو المتغيرات موضوع الدراسة في صورة رقم واحد بإستخدام بعض المقاييس الإحصائية المختلفة .

وتعتبر مقايس النزعة المركزية أو المتوسطات من أهم المقاييس
 الإحصائية الرقمية التي سنتناولها بالدراسة في الأجزاء التالية

فالمتوسط لأى مجموعة من البيانات الإحصائية هو القيمة التي تعير عن المجموعة بصفة عامة أو النموذج الذي يمثل مجموعة القيم أو مفردات الظاهرة أو المعيار الذي تقاس بالنسبة اليه مفردات هذه المجموعة وتقارن بواسطته المجموعة كلها بالنسبة إلى المجموعات الاحصائية الأخرى، وكما أن هذه القيمة أو هذا النموذج تنحرف عنه القيم أو المغردات الأخرى بشئ من الإنتظام .

وعن طريق المتوسطات تتم مقارنة المجموعات المتشابهة بعضها ببعض بيقة وسهولة ويسر ، كما أنه بالحصول على المتوسطات يمكننا الأستخناء عن استقراء مفردات الظاهرة كلها بصفة عامة ، أو بصفة خاصة فى حالة المجتمعات الإحصائية الكبيرة أو فى المجتمعات التى يصعب أو يستحيل فيها ذاك.

فالطبيب الذي يفحص المرضى بغرض فياس ضغط الدم لديهم مثلاً ، ولاجراء ذلك يقوم بإختيار مجموعة من الأشخاص يقيس ضغط الدم لكل فرد في هذه المجموعة المختارة، فيجد أن هذا الصغط مختلفاً من شخص لآخر وذلك راجع لإختلاف ظروفهم عن بعضهم البعض من حيث العمر ، والحالة الصحية والاجتماعية والعصبية أو طريقة التغذية ، واختلاف العادات بينهم من حيث التدخين ، ومزاولـة الرياضة الخ ، ومما لاشك فيه أن هذا الطبيب يحتاج إلى نموذج أو قيمة مثلي لهذه الجماعة من حيث قياس ضغط الدم لمقارنتهم بغيرهم من ناحية ، وببعضهم البعض من ناحية أخرى ، وحيث أن بعض الأشخاص صغطهم منخفض والآخر مرتفع والبعض يقع بينهم ، فإن يكون النموذج أو القيمة المثلى هي القيمة المنخفضة أو القيمة المرتفعة ، ولكن ستكون قيمة منه سطة بينهما، أو القيمة التي يتركز حولها معظم الحالات المقيسة، حيث تميل القيم الى التجمع نحر قيمة معينة يطلق عليها بمتوسط القيم أو بمتوسط ضغط الدم التي على أساسها يقارَّن كل حالة تعرض عليه عند قياس ضغط الدم ، وبناء عليه سيحكم على هذه الحالة هل هي مرتفعة أو منخفضة عن الحالة المتوسطة أو تساويها أو قريبة منها ، وبناء على ذلك يقال أن ذلك الشخص ضغط دمه مرتفع ويقال للآخر أن صغط دمه منخفض، ويقال الثالث أن صغط دمه عادى أي مساوي للحالة المتوسطة ، وهكذا ، فالرقم النموذجي هذا هو الرقم الذي يلخص مجموعة القيم في رقم واحد يمثلها ويعبر عن خصائص التوزيع لهذه الظاهرة ، والقيمة المثلى أو النموذج المتوسط تقترب منه معظم مفردات الظاهرة الاحصائية المقاسة أو تتركز حولها معظم مفردات الظاهرة، أي يزداد عدد القيم كلما قربت من المتوسط ويقل عددها كلما بعدت عنه ، ويطلق على خاصية

نجمع القيم حول فيمة معينة أو النموذج أو المتوسط ، خاصية النزعة المركزية ، كما يطلق على المقاييس المستخدمة لقياس هذه النزعات بالمتوسطات ، وأهم مقاييس النزعة المركزية أو المتوسطات الإحصائية هي :

- (١) الوسط الحسابي (٢) الوسيط
- (٣) المنوال (٤) الوسط الهندسي .
 - (°) الوسط التوافقي

ولكل من مقاييس المتوسطات السابقة خصائصه ومزاياه وعيوبه ، ويعتمد إختيار أى من هذه المتوسطات ، كمقياس كمى ملائم يمثل مجموعة بيانات الظاهرة ، على شكل التوزيع – معتدلاً أو ملتوباً من ناحية – ومدى توافر خاصية معينة في المجموعة – نوعية أو ترتيبية أو فلوية من ناحية أخرى ، هذا بجانب توافر نواحى منطقية ورياضية وعملية من ناحية ثالثة، وسنورد ذلك تفصيلاً عند دراسة كل متوسط منها .

وان كانت الفكرة التى يقوم عليها موضوع المتوسطات واحدة ، وهى تمثيل التوزيع التكراري بقيمة واحدة ييرزه ميل المجموعات الكبيرة من الوحدات نحو التركز حول قيمة معينة تنحرف عنها القيم الأخرى بشئ من الانتظام هذه القيمة هى ما نطاق عليه بالمتوسطات وان كانت تتخذ أسماء مختلفة

ولحساب مقاييس المتوسطات التى تعبر عن مختلف البيانات ، وتساعد على المقارنة بين نزعتها نحو مراكز معينة سنتعرض فيما يلى بشئ من للتفصيل إلى أهم هذه المقاييس.

المبحث الأول الوسط الحسسابي

Arithmatic Mean

١ __ مقدمة وتعاريف :

إن الوسط الحسابى عبارة عن نقطة الأنزان لأى توزيع لظاهرة ما سواء أكانت الترزيماً معتدلاً ، أو ملتوياً ، أكانت الترزيماً معتدلاً ، أو ملتوياً ، وعندها نجد أن مجموع الغروق بين قيمة هذه النقطة (الوسط الحسابى) والقيم الأكبر الأصغر منها من ناحية تساوى مجموع الغروق عن نفس القيمة والقيم الأكبر منها من ناحية ثانية ، أى أن مجموع محصله الغروق عنه يساوى (الصغر) ، وعليه فإن الوسط الحسابى للقيم المختلفة التى يأخذها متغير ما، هو القيمة الممتلة لجميع القيم الذى وضريت فى عدم مغردات الظاهرة موضوع القياس لكان الناتج مجموع قيم مغردات هذه الظاهرة .

٢ _ الوسط الحسابي لبيانات غير مبوبة :

نغرض أن لدينا متغير (س) تأخذ مغرداته القيم س, ، س, ، س, ، ... ، س, ، ،.. ، س, ، ،.. ، الله أن عدد مغردات قيم المتغير (ن) ، فإن الوسط الحسابي لمجموعة مغزدات هذه القيم ، هو عبارة عن مجموع مغردات هذه القيم مقسوماً علم. عدد مغدداتها .

ولا يختلف المفهوم السابق الوسط الحسابي سراء كنا نقيس الوسط الحسابي المجتمع لحصائي أو لعينة إحصائية ، والاختلاف بينهما يتركز في رمز الوسط الحسابي لهما حيث نرمز الوسط الحسابي للمجتمع الإحصائي بالرمز (١٩) وفرمز للوسط الحسابي العينة الإحصائية بالرمز (س) ، كما أننا سنرمز لكلمة ، مجموع ، بالرمز ، مجه ، كما تختلف صيغه القانون بإختلاف نوع المتغيرات، فريبة أم نكرارية أي غير مبوبة أم مبوبة .

أولاً : الوسط الحسابي لبيانات غير مبوبة (مفردة)

(أ) الطريقة المباشرة : أ ى باستخدام المفردات الحام الأصلية وفيها:

$$\bar{U} = \frac{u_{i,j} + u_{i,j} + u_{i,j} + \dots + u_{i,j}}{\dot{U}} = \frac{\Delta + u_{i,j}}{\dot{U}} - \frac{\Delta + u_{i,j}}{\dot{U}} = \frac{\Delta + u_{i,j}}{\dot{U}} + \dots + u_{i,j}$$

مشال (۱) : أوجد الوسط الحسابى لدرجات عينه مكونه من (۱۰) طلاب في مادة الرياضيات إذا كانت درجاتهم في هذه المادة كمايلي:

الحـــل:

وحيث مجـ س = ۲۰ + ۲۰ + ۸۰ + ۹۰ + ۵۰ + ۵۰ + ۵۰ + ۲۰ + ۲۰ + ۲۰ = ۲۰۰ = ۲۰۰

. . تن (الوسط الحسابي لدرجة النجاح في مادة الرياضيات)

(ب) طريقة الوسط الفرضي (أو الإنحرافات البسيطه) وفيها يتم :

١ - إختيار وسط فرض وسنرمز له بالرمز (أ) (*)

٢ ــ قياس إنحرافات القيم الأصلية للظاهرة أو المتغير عن الوسط الغرضى
 المختار (أ) وسدرمز له هنا بالرمز (ح)

٣ ـ ثم نحصل على مجموع صافى (**) الانحراقات أي (مج ح)

٤ ـ وعليه نحصل على الوسط الحسابي (س) باستخدام صيغه القانون التالية :

 ^(*) يراعي في الإختيار أن يكون (أ) فيه تتوسط تقريباً مجموعة القيم ، لنقل من العمليات العسابية ، وليس شرطا أن تكون إحدى المفردات العباشرة المعتبر .

^(**) سيكن هذلك بمض الانحرافات المرجبة التيم (س >أ) ويعض الانحرافات السالبة للتيم (س < أ)

$$\overline{v} = 1 + \frac{\lambda z - z}{v}$$

 ٢ ــ حساب انحرافات القيم عن الوسط الفرضى (أ) وبالتالى حساب مجـ ح كالتالى .

= ٥٠ + ١٠ = ٦٠ (نفس النتيجه بالطريقة المباشرة)

(ج) طريقة الانحرافات المختصرة: (لاتستخدم إلا اذا كانت كافة الانحرافات تقبل القسمة على رقم ثابت وليكن (ل) ويكون ناتج خارج قسمة الانحراف المختصر خ = ك حسمة حدار صحيح (وليس كسرى حتى لا تتعقد العمليات الحسابية) وتستخدم صيغة القانون التالية في هذه الحالة:

$$\sqrt{-1}$$
 ... $\sqrt{-1}$ $\sqrt{-1}$ $\sqrt{-1}$ $\sqrt{-1}$

مشال (٣) حل المثال رقم (١) السابق باستخدام الطريقة المختصرة : الحسار :

٢ _ نحسب انحرافات القيم عن الوسط الغرضي ح- (س_أ) كما في المثال رقم (٢) .

$$(\frac{\circ}{\circ}), (\frac{\circ}{\circ}), (\frac{\circ}{\circ}), (\frac{\circ}{\circ}), (\frac{\circ}{\circ}), (\frac{\circ}{\circ}) = \underbrace{\circ}_{\circ}$$

$$\left(\frac{\circ}{\circ}\right)\cdot\left(\frac{\circ}{\circ}\right)\cdot\left(\frac{\circ}{\circ}\right)\cdot\left(\frac{\circ}{\circ}\right)\cdot\left(\frac{\circ}{\circ}\right)$$

(ب) الوسط الحسابي الموزون (المرجح) Weighted Arithmatic Mean

فى أحيان كثيرة يتطلب الأمر حساب الوسط الحسابى لمجموعة من القيم ذات الأهميات النسبية الثابته ، وهنا لا يختلف الأمر عما جاء بالمثال رقم (١) السابق :

لكن في بعض الأحيان يتطلب الأمر تقدير الوسط الحسابي لقيم ذات أهميات نسبية مختلفة ، وتظهر الأهمية النسبية كعامل مرجح لكل قيمة من مجموعة القيم الظاهرة موضوع الدراسة ، وبالتالي فالوسط الحسابي الدقيق امثل هذه الظاهرة يطلق عليه الوسط الحسابي الموزون أو الوسط الحسابي المرجح ، وهو يختلف عن سابقه من حيث قيمته حيث يميل الوسط المرجح إلى القيمة الكثر وزنا فإذا رمزنا لوزن (أو لأهمية القيم) بالرمز (و)

فالصيغة الرياضية للوسط الحسابي الموزون (المرجح) .

$$\overline{w} = \frac{w_1 \times e_1 + w_2 \times e_2 + w_3 \times e_4 + \dots + w_6 \times e_6}{e_1 + e_2 + e_3 + \dots + e_6}$$

أى هنا يتم ضرب كل (قيمة × الوزن المناظر لها) بقسمة مجموع القهم الناتجه على مجموع الأوزان المستخدمة ، نحصل على الوسط الحسابى المرجع أى أن .

$$\overline{v} = \frac{\alpha - v \times e}{\alpha + e}$$

فمثلاً لو طلب تقدير الوسط الحسابى لأجر العامل فى شركة بها مجموعة من الأقسام التنظيمية كقسم الانتاج ، وقسم البيع وقسم الحسابات ، وقسم السيانة ، وقسم المركبات الخ ، واختلف متوسط الأجر من قسم لآخر من ناحية ، كما إختلف عدد العاملين بكل قسم عن الأخر من ناحية أخرى، فالوسط الحسابى الحقيقى، ان يكون الوسط الحسابى المجموع متوسطات الأجور على مجموع هذه الأقسام ، لكن الوسط الحسابى الموجع فاذا مرزنا للوسط الحسابى لأجر العامل بالأقسام التنظيمية الموضحة عالية بالرموز رمزنا للوسط الحسابى لأجر العامل بالأقسام التنظيمية الموضحة عالية بالرموز

سّ, سَنّ, سَن سِن مِن مِن على العربيب، وبعدد العمال بكل قسم بالمرمور و, ، و, ، و, ، و, على ، و, على الترتيب أيضناً فأن :

الوسط الحسابى لأجر العامل بالشركة (الوسط الحسابى المرجح)
$$\overline{v}_{i} \times e_{i} + \overline{v}_{i} \times e_{j} + \overline{v}_{i} \times e_{j} + \dots + \overline{v}_{i} \times e_{j}$$
 $\overline{v}_{i} = \frac{\overline{v}_{i} \times e_{j} + \overline{v}_{i} \times e_{j}}{e_{j} + e_{j} + e_{j} + \dots + e_{j}}$

وأيضاً إذا كانت هناك شركة لبيع مجموعة متعددة من أصناف البضائع، بحيث يختلف الوسط الحسابى لسعر كل صنف من ناحية ، كما تختلف كمية البضائع المباعة من كل صنف خلال سنة ما من ناحية أخرى، هنا يكون أيضاً الوسط الحسابى الدقيق لسر بيع الرحدة بالشركة ككل هو الوسط الحسابى المرجح (الموزون).

ومن الإستخدامات الملموسة والعملية للوسط الحسابى المرجح، كأساس سليم لاستخراج معدل الطالب الجامعى فى الكليات التى تتبع نظام الساعات المعتمدة (Credit - hours System) للفصل الدراسى الواحد أو لعده فصول دراسية أى معدلة التراكمى ، فالمعدل فى كل فصل دراسى يتكون من تقدير الدرجه الحاصل عليها الطالب فى كل مادة مقررة بالفصل الدراسى مقرونة بعدد ساعات تدريس نفس المادة فى الأسبوع ـ أى درجه التقدير الموزونه بعدد الساعات المقررة فى الأسبوع لكل من المقررات التى درسها الطالب فى فصل دراسى، مقسومة على مجموع الساعات المقررة أسبوعياً لتلك المقررات .

أما المحدل التراكمي عن عدة فصول دراسية فهر خارج فسمة مجموع نقاط التقديرات النهائية الموزونه على أساس مجموع عدد الساعات المقررة أسبوعياً لكل من المقررات التي درسها الطالب منذ التحاقه بالجامعة حتى تاريخ إحساب هذا المعلى على مجموع الساعات المقرية أسبوعياً لتأك المقرارات لنفس التاريخ .

منسال (٥) : فيما يلي أعمدة أحد الطلاب في أحد القصول الدراسية

عمود (٥) عبارة عن (٤×٢)	عمود (٤) قيمة التقدير	عمود (۳) تقدير الطالب	عمـود (۲) عدد ساعاتـه	عمـود (۱) اسمالمقـرر
النقاط (موزونه)	(4)	فى الميادة	لتدريسيه اسبوعيا	بالرموز ا
9 - Yx £,0	٤,٥	ب+	۲	۱۰۱ حسب(۱)
9 - T×T	۳, _	÷	٣	۱۰۱ کمی(۲)
Y = £ x 0	۰,_	i	٤	۲۰۱ فيز (۲)
V,0 = T × Y,0	۲,٥	+ 7	٣	۲۱۱ کمی
۳ - ۳× ۱٫_	١, _	-	٣	۱۰۲ کمی
1.,0 = "× ",0	۲,٥	ڊ +	٣	۱۳۱ کمی
		-	14	المجموع -

أوجد المعدل الفصلى لهذا الطالب

الحسل :

⁽۱) حسب تعلى محاسبة .

⁽٢) كمى : قسم الأساليب الكميية .

منسال (۲) :

فيما يلى بيانات أحد الطلاب في عدة فصول دراسية في أحد الجامعات التي تتبع نظام الساعات المعتمدة .

عمسود	عمود	عمود	عمود	عمبود
(٥) عبارة	(£)	(٣)	(٢)	(י)
عن (٤×٢) النقاط(موزونه)	درجة التقدير	التقدير	عدد ساعاته التدريسيةاسبوعيا	اسم المقرر بالرموز غصل الدراسي
				القصل الدراسى الأول
9- Y× £	,0 1,0	ب +	۲	۱۰۶ سلم (۱)
9 - T×	۳ ۳, _	- -	٣	۲۴ کیم(۲)
10- T×	0 0,_	i	٣	۲۳۵ کمی
17- £×	£ £,_	ų	ź	۳۱۲ فیز
				الفصل الدراسي الثاني
1 Y ×	٥ ٥, ـ	î	4	١٠٥ سلم
17- T ×	£ £,_	ب	٣	۳۲۷کیم
17= £×	۳ ۳,۰	÷	٤	٣١٤ طيع (٣)
17- T×	£ £,_	ب	٣	۳۲٦ فيز
90			71	المجموع العام

أوجد المعدل التراكمي لهذا الطالب:

(٣) فيزا : فزياء .

(١) سلم : مواد إسلامية .

(۲) کیم :کمیاء .

الحسل :

مسال (٤): محل لبيع الشنط الجلدية به ثلاث أحجام من الشنط، ويختلف سعر الرحدة - الشنطة – الواحدة على حسب الحجم ، كما إختلفت كميات المبيمات عام ١٩٩٦ من كل حجم منها وفقاً للبيانات التالية :

البيان الحجم الأولى الحجم الثانى الحجم الثالث ٢٠٠ المحدة بالجنية ١٧٠ عدد الحقاك المباعة ٥٠ ألف ٢٠ ألف

المطلوب : متوسط سعر الشنطة الواحدة بالمحل المذكور .

الحسسل:

حيث أن السعر (س) يختلف من حجم الآخر ، وكمية المبيعات (و) تختلف من حجم لآخر أيضاً.

 المتوسط المناسب هنا هو الوسط الحسابي الموزون (المرجح) حيث سيرجح سعر كل حجم بكمية المبيمات من نفس الحجم كمايلي :

- ۱۸۱ جنبه

ثانيا : الوسط الحسابي لبيانات مبوبة (في صورة توزيع تكراري) :

نلاحظ عند ما تم تلخيص البيانات الخام في جداول تكرارية ـ بالفصل الثالث (المبحث الأول) ـ أن التلخيص في فئات تكرارية أدى إلى إختفاء بعض البيانات الأصلية (الخام) للظاهرة موضوع الدراسة، نتيجة عملية التبويب والتلخيص المثار إليها – فبالنظر إلى مجموعة الجداول في المبحث المشار إليه يتضح لنا ما نقدم.

فنجد فى هذا الجدول ص ٤٨ أن الفئة الأولى حدودها أو مداها (١٣٥) وأقل من (١٣١) وتكرارها - ٦ ، وهذا يعنى أننا لا نعرف بنقة الترزيعات الأصلية لأطوال التلاميذ السنة (٩٠ وهم تكرار الفئة الأرلى راكن نعرف حدود توزيعهم فقط، وهكذا بالنسبة للقدات الأخرى بالجدول المشار إليه ، وفى مثل هذه الحالة لكى نقوم بتصديد قيمة الوسط الحسابى لأطوال التلاميذ من الجدول المشار إليه عاليه، فإننا نلجأ إلى فرض منطقى وعادل من حيث توزيع التكرارات داخل كل فئة من قدات الجدول التكرارى ، حيث نفترض توزيع الأطوال بالتساوى داخل كل فئة ، وبمعنى آخر أن أطوال الثلاميذ موزعة توزيعاً منتظماً داخل الفئة الواحدة ، وعلى أساس ذلك الفرض يمكننا إعتبار مركز كل فئة بأنه يمثل هذه الفئة تمثلاً صحيحاً .

طرق تحدید الوسط الحسابی :

هناك ثلاث طرق لتحديد قيمة الوسط الحسابي لبيانات مبوبة ، ويتوقف إستخدام كل طريقة منها على طبيعة البيانات بالجدول التكراري من ناحية، ومدى الحاجة إلى تسهيل العمليات الحسابية من ناحية أخرى ، وتقايل احتمالات

⁽⁺⁾ وهي الأطوال (١٢٥، ١٢١، ١٢٧، ١٢٨، ١٢٩، ١٣٠).

التعرض للخطأ ـ خاصة إذا كانت البيانات ذات قيم كبيرة أو كسرية _ من ناحية ثالثة ـ ، وتتلخص هذه الطرق فيما يلى :

 ا سلويقة المباشرة: وفيها يتم إستخدام القيم الأصلية لقيم مفردات الظاهرة بدون إدخال أى تعديلات جبرية عليها قبل حساب الوسط الحسابى لها وبمقتضاها نتيم الخطوات التالية:

ا ــ نوجد مركز كل فئة من فئات الجدول التكرارى ، وسنرمز له بالرمز
 (س) حيث أنه يمثل متوسط توزيع التكرارات داخل كل فئة

٢ ـ نقوم بضرب مركز كل فئة (س) فى تكرار نفس الفئة (ك) فتحصل
 على (س ك) اكل فئة .

٣ ـ نقوم بجمع حواصل الضرب السابقة فى الخطوة (٢) اكافة الفئات
 فنحصل على مج س ك .

٤ ـ بقسمة مج س ك بالخطرة الثالثة على مجموع التكرارات مج ك ينتج لنا الوسط الحسابى المطلوب (سَ) أى أن :

مسال (٧) أوجد الوسط الحسابى لأطوال عينة من التلاميذ من الجدر لا التكراري التالي :

المجموع	100_129	-188	-177	-141	-140	فثات الطول (ف)
٠٠.	٦	۱۲	10	11	٦	عدىالتلاميذ(ك)

الحسسل

(س×ك)	مراكز الغنات (س)	٤	ن
Y 7A	174	7	_110
1272	١٣٤	11	_141
71	11.	١٥	_157
1404	127	١٢	_128
917	107	٦	100_159
47		۰۰	المجموع

ويلاحظ مما سبق أن الوسط الحسابى من توزيع تكرارى ، هو فى الواقع وسط حسابى مرجح _ كما جاء بالبند أولا (ب) من هذا المبحث ـ والأوزان المستخدمة فى عملية الترجيح هنا هى تكرارات الفئات (ك) بدلا من الأوزان (و) كما جاء فى البند المشار إليه عالية فيما سبق .

المجموع	٥٥_ ٢٠	-0.	_£0	- 2 •	-40	- 40	-۲۰	فئات العمر (ف)
۰۰۰	٥٤	۸٥	٧٠	٨٠	٧٥	٤٤	٤٢	عدد العاملين (ك)

والمطلوب تقدير متسوط العمر للعاملين بهذه الشركة.

الحسسل :

(ط×س)	مراكز الفئات (س)	التكرار (ك)	فئات المر (ف)
950	۲۲,۰	٤٢	_ ۲۰
1410	۲۷,۵	٤٤	_10
1740	۳۲,٥	۰۰	_٣٠
7 817,0	۳۷,٥	٧٥	_40
72	17,0	۸٠ .	_ ٤٠
7770	٤٧,٥	٧٠ .	_ 20
££77,0	٥٢,٥	۸٥	_0.
٣١٠٥	٥٧,٥	oź	70_00
7•٨٨٥		٥	المجموع

٢ - طويقه الوسط الفرضي:

وتهدف هذه الطريقة أساساً إلى الوصول لنفس الوسط الحسابي في الطريقة المُعِاشِّرة لكن بمجهود حسابي أقل من ناحية ، ويتقليل إحتمال الوقوع في الخطأ من ناحية أخرى كما أنها تصلح سواء كان التوزيع التكواري منتظماً أو غير منتظم وبتلخص خطوات هذه الطريقة فيمايلي :

- ١ تحديد مراكز فئات التوزيع التكراري .
- ٢ ـ إختيار أحد مراكز الفئات السابقة واعتباره وسط فرضى وسنرمز له
 بالرمز (أ) .
- ٣ إيجاد الانحرافات (ح) بين فيمة كل مركز من مراكزالفدات والوسط الفرضى المشار إليه عاليه أي أن ح = (س أ).
- مع مراعاة بأن يكون الرسط الغرضى (أ) أحد مراكز الغنات (س) ويفضل المركز الذي أمام أكبر تكرار.
- ٤ بضرب الانحراف (ح) في كل فئة في تكرار نفس الفئة (ك) وبالجمع نحصل على مج ح ك .
 - ٥ نحصل على الوسط الحسابي الفعلى أو الدقيق باستخدام الصيغة التالية.

حل المشال رقم (٩) السابق بطريقة الوسط الفرضى

ح ك	الانحرافات عن الوسط الفرضى ح = (س_أ)	مراكز الغات (س)	التكرار (ك)	فئات العمر
۸٤٠_	۲۰ _	۲۲,٥	٤٢	_4.
٦٦٠_	10_	۲۷,۰	££	_ 40
0	١٠ _	۳۲,۵	۰۰	_٣٠
TY0_	٥_	۳۷,٥	٧٥	_50
صفر	صفر	14,0	۸۰	_ £ •
40.+	0+	٤٧,٥	٧٠	_ £0
۸٥٠+	۱۰+	٥٢,٥	٨٥	_0.
۸۱۰+	10+	۵۷,۵	٥ź	70_00
7.1.+		47 a - i	•	
T70_		£7,0=1	٥٠٠	المجموع

·, VT _ £ Y, 0 =

= ١,٧٧ عسنة (وهمي نفس النتيجه بالطريقة العباشرة)

واضح من الطريقة السابقة أنها عملت على تخفيض الجهد الحسابى ونقليل الحتمال الخطأ عنه في الطريقة أكثر إذا ما كأن كل من س، ك ذات أعداد أو قيم أكبر عما هي عليه في المثال السابق أو كانت (س) تأخذ قيما كسرية مختلفة.

٣ ـ. طريقـة الانحرافـات الختصـرة ٠

لاتستخدم هذه الطريقة إلا فى حالات الجداول المنتظمة ذات أطوال الفدات الكبيرة، كما أنها تعمل على تخفيض كل من المجهود الحسابى واحتمالات التعرض للخطأ وتتلخص فى الخطوات التالية.

 ١ ـ علاوة على الحصول على كل من مراكز الغذات (س) واختيار وسط فرضى (أ) والانحراف (ح) بين مركز كل فئة والوسط الفرضى كما جاء فى الطريقة السابقة فإنه فى هذه الطريقة نصيف خطوات أخرى وهى :

٢ ــ الحصول على الانحرافات المختصرة (ك) بقسة الانحراف العادى
 (ح) على عدد ثابت (قد يكون هو طول فئة الجدول المنتظم ، وليكن ل)

" _ ضرب كل من الانحراف المختصر (ح) بكل فلة في تكرار نفس الفئة (ك) للحصول على ح ك لكل فلة وبالجمع نحصل على (مج حَ ك) .

٤ _ بقسمة (مج ځ ك) على مجموع التكرارات (مج ك) نحصل على متوسط الانحراف المختصر (خ) وبضريه فى (ل) نحصل على متوسط الانحراف العادى (خ) بالرحدات الأصابة .

 دخصل على الوسط الحسابي الأصلى أو الدقيق بإستخدام الصيغة الرياضية التالية :

وبمقتضى الخطوات الإضافية فى هذه الطريقة فإننا سنحصل على أرقام أصغر وأسهل فى كل من ح ، مج ح ك بما يحقق الغرض الاساسى من وراء استخدام هذه الطريقة ، وعليه فإن استخدام هذه الطريقة فى الجداول الغير منتظمه لن يحقق الغرض من استخدامها ، وذلك بسبب عدم تساوى فناتها ومن ثم عدم توافر العدد الثابت (ل) .

الحـــل :

ځك	الانعراف المختصر	الانحراف عن الوسط	مراكز الفئات	التكرار (ك)	فثات العمر
	- 3 = 2	الفرضى ح = (الـ الـ)	(0)		('
174_	٤_	۲۰ _	44,0	٤٢	-4.
187_	٣_	10_	۲۷,۵	٤٤	_10
١٠٠_	۲_	1	44,0	۰۰	_4.
۷٥_	1-	۰_	۳۷,٥	٧٥	_40
صفر	صفر	صفر	£4,0	۸۰	-1.
٧٠+	1+	0+	٤٧,٥	٧٠	_{20
14.+	۲+	1.+	٥٢,٥	۸٥	-01
+771	٣+	10+	٥٧,٥	08	70_00
£•Y+	حيث ل = ٥				
£Y0_			£4,0 = 1	٥٠٠	المجموع
٧٣_					

ونود أن نوجه النظر أنه لا يمكن إيجاد الوسط الحسابى . بأية طريقة من الطرق الثلاثة السابقة من جدول تكرارى مفتوح سواء من طرف واحد أو من الطرفين وذلك لتعذر حساب مراكز الفئات للفئات المفتوحة في مثل هذه الجداول، وفي مثل هذه الحالات لأمنا ص إلا البحث عن متوسط آخر خلاف الوسط الحسابي أو إستخدام العلاقة بين المتوسطات كما سيأتي فيما بعد .

منسال (١١) حل المثال رقم (٧) السابق بطريقة الوسط الفرضي .

(£)

(0)

	_ (÷)	(-)		(7	(')
نحصل على العمود (٥) بضرب الأعمدة (٤×٢)	ح ك	الانحرافات ح = (س ـ أ)	مراکزالفتات (س)	التكرارات الأصليه (ك)	الغدات (ف)
· .	٧٧_	14_	174	٦	_170
ای بضرب کل نکرار أصلی فی	77_	٦_	١٣٤	พ	_171
الإنحراف المناظر	مسفر	صفر	12.	١٥	_157
•	YY +	٦+	157	١٢	_187
	VY +	17+	107	7	100_119
	122+		121	••	المجموع
	147				
	٦+				

m

= ١٤٠ + ١٢٠ = ١٤٠,١٢ (نفس النتيجة بالطريقة المباشرة) .

طريقة الانحرافات المختصرة

لاتستخدم الا إذا كانت أطوال الغفات متساوية أى فى الجداول التكراوية المنتظمة حيث ل = طول الغلة) .

مشال (١٢) حل المثال السابق رقم (١١) بطريقة الانحرافات المختصرة.

	(Y)	(1)	(*)	(²)	(1)	(')	(')
نحصل على العمود (٧) بضرب الأعمدة	3	- ć	J	الانحراقات ح-(س-أ)	مراكزالقات (س)	التكوارات الأصليه (ك)	الغدات (ف)
(r×1)	11_	۲_	٦	14_	144	7	_110
ایهضــــربکل انمرافمختصر	11_	١_	٦	٦_	182	11	_171
(ح) فى السنكرار المناظر له . (ك)	صفر	صفر	٦	صفر	15.	10	_157
المناظر له . (ك)	14+	1+	1	٦+	1£7	14	_188
	17+	۲+	٦	17+	104	٦	100_159
	Y£+ YY_				151	٥٠	المجموع
	1+						

خصائص الوسط الحسابي:

١ _ يأخذ في الإعتبار جميع مفردات الظاهرة أو المتغير _ دون إهمار أية مفردة منها عند حساب الوسط الحسابي لهذه الظاهرة * لذلك يعتبر الوسط الحسابي من أهم مقاييس المتوسطات ، ويما جعله مقياساً قوياً وشائع الإستخدام في البحوث الاحصائية .

٢ _ مجموع انحرافات القيم في ظاهرة ما عن وسطها الحسابي يساوى (الصفر) أي أن مج (س - س) = صفر ، كما أن خضوعة العمليات الجبرية (من جمع وطرح وضرب) جعله مقياساً هاماً في كافة البحوث الإحصائية .

" ـ نظراً لبساطة ووضوح الفكرة الإساسية المبنى عليها حساب قيمته مما
 جطه من مقاييس المتوسطات الشائعة الاستخدام في البحوث الاحصائية

 ع - مجموع مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابى فيه يقل عن مجموع مربعات إنحرافات القيم عن أي مقاييس منوسطيه آخرى

 و ـ لاولزم تعديل التكرارات الأصلية عند حسابه من جداول تكرارية ذات فدات غير متساوية ـ جداول غير منتظمة .

٦ ـ أن الوسط الحمابي أقل مقاييس النزعة المركزية تأشراً بالاختلافات
 في المعاينة ، ويزداد استقرارا كلما زاد حجم المينات (المنظورة).

 ٧ ــ يتأثر الوسط الحسابى بالقيم المتطرفة سوأء الصغيرة جداً أو الكبيرة جداً، ويعتبر فى مثل هذه الحالات مقياساً مصللاً لاننا نأخذ جميع مفردات الظاهرة عند حساب قيمته ، لذا فى مثل هذه الحالات يفضل استخدام مقياس متوسط آخر .

۸ ـ نظرا لاعتماد الوسط الحسابى عند حساب قیمته من توزیع تكرارى
 على مراكز الفلات لذلك يتخر حساب قیمته من جداول تكراریة مفتوحة من
 أسقل أو من أعلى أو من الطرفین

 ٩ ــ لايفصل استخدام الوسط الحسابى عند حساب متوسط النسب أو معدلات التغير ، ويفصل في مثل تلك الحالات استخدام الوسط الهندسي

١٠ ـ لا يمكن حساب الوسط الحسابى لبيانات غير كمية (وصفية) سواء
 أكانت ترتيبيه أو غير ترتيبيه

١١ ـ لايمكن حسابه باستخدم الأساليب البيانية (الهندسية).

المبحث الثاني

الوسيط The Median

١ ـ تعريفة : هو القيمة التى تتوسط مجموعة القيم تماماً اذا ما رتبت مجموعة هذه القيم ترتيباً تنازليا أو ترتيبياً تصاعدياً لمتغير معين، ويمعنى آخر هو القيمة التى يكون هناك ٥٠٪ من القيم أصغر منها ، ٥٠٪ من القيم أكبر منها إذا ما رتبت مجموعة هذه القيم ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تنازلياً لظاهرة ما، وعادة ما يرمز له بالرمز (رر).

وعليه فإن الوسيط يتحدد بالموقع والقيمة ، فموقعة في منتصف المشاهدات المرتبة ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً .

أما قيمة الوسيط فهى القيمة التى نقع فى منتصف القيم ، بحيث يكون عدد المفردات التى لها قيم أقل منها أو تساويها نساوى عدد المفردات التى تزيد عنها أو تساويها .

٢ _ كيفيه حساب الوسيط لبيانات غير مبوبة .

أ) الوسيط ليانات وصفية ترتيبية :

مثال (١) حصل طالب على التقديرات التالية في سبعة مواد دراسيه، ممتاز ، مقبول ، جيد جداً ، جيد جداً ، جيد ، ضعيف جداً ، ضعيف.

والمطلوب تحديد متوسط (وسيط) التقديرات لهذا الطالب.

الحسل : تقديرات الطالب من البيانات الوصفية الترتيبية أى التى يمكن ترتيبها ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تنازلياً .

وللوصول إلى وسيط التقديرات نتبع الخطوات التالية:

أولا : ترتيب المشاهدات ترتيبا تصاعديا أو ترتيبا تنازليا كمايلي

ثانياً : تحديد ترتيب الوسيط ... ولابد أن يكون العدد في مـــُل هذه النوعيــة من البينات (فردياً) .

والقاعدة هنا لتحديد ترتيب الوسيط هى المفردة : $\left(\frac{1+1}{2}\right)$ حيث = عدد المفردات (الفردية) .

وفي مثالنا ن = ٧

ت. ترتیب الوسیط $\frac{V+V}{Y} = \frac{\Lambda}{Y} = \frac{3}{10}$ المشاهدة الرابعة

في الترتيب سواء كان الترتيب تصاعدياً أو تتازلياً.

ثالثاً : قيمة وسيط التقديرات هي المفردة الرابعية أي التقدير « جيد» ونلاحظ على الوسيط هنا أن عدد التقديرات التي تسبقة = عدد التقديرات التي تلحقه = ٣ تقديرات .

(ب) الوسيط لبيانات غير مبوسة كمية :

أولا: اذا كان عدد المفردات فرديا:

٢ ـ قيمة الوسيط هي القيمة التي ترتيبها (ــــــــــــــــــــــــــــــ) اذا ما رتبت مغردات المشاهدات ترتبيا تصاعدياً أو ترتبياً تنازلياً .

مشال (٣) أوجد قيمة الوسيط للقيم التالية والتي تمثل درجات (٩) طلاب في مادة المحاسبة .

الحسل:

الترتيب التصاعدي

١٠٠ ٩٠ ، ٥٥ ، ١٠ ، ١٠٠ ، ١٠٠ ، ١٠٠ ، ١٠٠

ترتیب الوسیط = $\frac{9+1}{7}$ = $\frac{1}{8}$ أن القراءة الخامسة تمثل قیمة الوسیط

٠٠. قيمة الوسيط (ر) = ٦٠

الترتيب التنازلي :

١٠، ٢٥، ٤٥، ٥٥، ٦٠، ٧٥، ٨٥، ٩٠، ١٠٠

ترتیب الوسیط = $\frac{9+1}{8}$ - ٥ أى القراءة الخامسة في الترتیب

. قيمة الوسيط (ر,) = ٢٠

ونلاحظ أن هناك ؟ قيم سابقة أقل من (٦٠)، ؛ قيم لاحقة أكبر من (٦٠)

ثانيا : إذا كان عدد المفردات زوجيا :

هنا لن يكون ترتيب الوسيط مغردة من المغردات المحددة بعد ترتيب هذه المغردات أو المشاهدات تنازلياً أو تعاعدياً كما هو الحال في حالة ما إذا كان عدد المغردات فردياً، لكنها ستكون مغردة صنمنية تتحدد على أساس الوسط الحسابى للمغردتين (في ، في + 1) وبمعنى آخر فإن:

`

ترتيبهما (<u>ن</u>، ن + ۱)

قيمة الرسيط = <u>٢٠ + ٥٥ - ١٠ - ٥٧</u>٥٥ درجة

ونلاحظ مما سبق أن الوسيط في حالة البيانات الزوجيه هو متوسط القيمتين التي تسبقهما عدد من القيم أقل منهم أو تساويهم وتلحق بهما عدد من القيم أكبر منهم أو تساويهم بعد نرتيب مجموعة القيم ترتيباً تنازلياً أو تصاعدياً.

٣ ـ كيفية حساب الوسيط ليبانات ميوية :

ويمكن أن يتم حساب الوسيط هنا بطريقتين مختلفتين.

(أ) الطريقة الحسابيسة : ويتم ذلك وفقاً للخطوات التالية :

۱ ـ یتم تحویل الجدول التکراری البسیط إلی جدول تکراری متجمع
 صاعد أو جدول تکراری متجمع هابط (أو نازل) سواء کان الجدول مطلق أو نسبی.

٢ - تحديد ترتيب الوسيط (محتيك)حيث (ك) مجموع التكرارات .

٣ - تحديد موقع الوسيط (أى تحديد الغثة التى يقع خلالها الوسيط).

٤ ـ تحديد قيمة الوسيط (ر) وفقاً للصيغة التالية (باستخدام الجدول التكراري المتجمع الصاعد) .

مشال (٤) أوجد وسيط الطول لعدد ٥٠ طالباً موزعين تكرارياً كمايلي :

المجموع	100_159	_127	-۱۳۷	-181	_140	فنات الطول (ف)
٠٠	٦	17	10	11	٦	عددالتلاميذ(ك)

^(×) يختصر: التكرار المجتمع الصاعد (ت، م .ص) أما التكرار المتجمع الهابط فيختصر بـ • (ت . م .هـ).

الحسسل:

	ت.م.ص	حدود الفضات	4	Ĺ.
	صفر	أقل من ١٢٥	٦	_170
	٦	أقل من ١٣١	11	_171
ت.م.ص سابق	۱۷	أقل من ١٣٧	10	_157
ترتيبالوسيط	40	4		
ت م ، ص لاحق	44	أقل من ١٤٣	11	_158
	٤٤	أقمل من 129	٦	100_159
	۰۰	أقل من ١٥٥		
			۰۰	المجموع

الوسيط من تكرار متجمع هابط:

طول × الفلة]	التكرار المتجمع الهابط السابق ـ ترتيب الوسيط الحد الأدنى و المسلم المسلم	الوسيط (١)
الوسيطية	- الحد الأدنى	(4)-2-3-

مشال (٤): حل المثال السابق باستخدام جدول تكراري متجمع هابط

اعداد جدول تكرارى متجمع هابط

	ت،م.ھ	حدود الغشات	التكرار (ك)	الفئسات ف
	٥٠	١٢٥ فأكثـر	٦	_170
	££	۱۳۱ فأكثـر	11	_1771
ت.م.هـ سابق	٣٣	۱۳۷ فأكثـر	١٥	_7777
ترتيب الوسيط	Y0 🕳		ļ	
ت.م.دلاحق	1.4	۱٤٣ فأكثـر	14	_127
	٦	١٤٩ فأكشر	٦	100_129
	صفر	١٥٥ فأكثـر		
			٥٠	المجموع

الوسيط (رم) = ۱۳۷+ (
$$\frac{77-67}{60}$$
 × ۲)
$$= 177 + (\frac{\Lambda}{60} \times 7)$$

$$= 177 + (\frac{\Lambda}{60} \times 7)$$

$$= 177 + 177 = 15.75$$
 سم
(نفس الجواب من تكرار متجمع صاعد)

تحديد قيمة الوسيط بإستخدام الرسم البياني

نستطيع ايجاد قيمة الوسيط (ر ب) من الرسم البيانى بإستخدام أحد المنحنيان المتجمعان الصاعد أوالهابط وفقاً لمايلى :

١ _ ايجاد ترتيب الوسيط = _ مجك

· ح. رسم المنحنى المتجمع الصاعد أو المنحنى المتجمع الهابط التوزيع التكرارى .

٣ ـ تعيين نقطة ترتيب الوسيط على المحور الرأسي (محور الصادات)

٤ _ رسم مستقيم من النقطة السابقه يوازى المحور الأفقى (محور

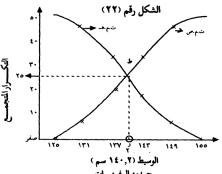
السينات) حتى يقابل المنحنى المتجمع عند نقطة ولتكن (ط) .

نسقط من النقطه المشار إليها (ط) عمود على المحور الأفقى
 (السينات) ليقابله في نقطة هي عبارة عن قيمة الوسيط (ر ,) .

مُ مُشَالُ (٦) باستخدام الرسم البياني أوجد قيمة الوسيط في المثال رقم(٤) السابق .

الخسل:

ترتيب الوسيط - مجك - ٠٠ - ٢٥ - ٢٥



حدود السنسات

يمكن أيضاً تحديد قيمة الوسيط من الرسم بإستخدام منحنى متجمع هابط كما في الشكل رقم (٢٧) السابق .

كما نلاحظ أن المنحنى المتجمع الصاعد ، والمنحنى المتجمع الهابط تقاطعاً فى نقطة واحدة (ط) هى نقطة الوسيط ترتيباً أما قيمته فى نقطة التقاء العمود النازل منها على المحور الأفقى وهى نقطه (ن)

كما نود أن نشير هنا أنه يمكن ايجاد الوسيط حسابياً أو بيانياً من جدول تكراري نسبي .

مشال (٧) من الجدول التكراري النسبي التالي أوجد:

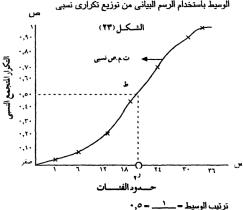
(أ) قيمة الوسيط حسابياً .

(ب) قيمة الوسيط باستخدام أسلوب الرسم البياني .

اجمالي التكرارات	ri_r1	۳۰ <u>-</u> ۲٥	71-19	١٨ـ١٢	17_7	1-1	الفئات
٤٠	۲	٨	١٠	11	٧	۲	التكرار المطلق
١,_	۰,۰۵	۰,۲۰	۰,۲٥	٠,٢٧٥	۰,۱۷٥	٠,٠٥	التكرار النسبى

الحميل : الجدول التكراري المتجمع الصاعد النسبي :

الصاعد النسبى	لتكرار المتجمع	حدود الفنات	التكوارالنسبي	ف
ت . م . ص السابق ترتيب الوسيط ت . م . ص اللاحق	صفر ۰٫۰۵ ۰٫۱۸ ۰٫٤٥٥	أقسل من ١ أقسل من ٧ أقسل من ١٣ أقسل من ١٩	·,·o ·,\vo ·,\vo	7_1 17_V 14_17 14_19
	·,٧·٥ ·,٩·٥	أقبل من ٢٥ أقبل من ٣٦ أقبل من ٣٦	۰,۲۰ ۰,۰۵	۲۰ ₋ ۲۰ ۲۱ <u>-</u> ۲۱
			١,_	المجموع



ونود أن نشير هنا أن طريقة حساب الوسيط لا تتأثر سواء أكمانت من جدول تكرارى غير منتظم أو مفتوح كما يتضح لنا ذلك من المثال التالى :

مثــال (۸) فيما يلى جدول يحدد درجة الذكاء لعدد ١٢٠ طالباً باحدى المدارس والمطلوب تحديد وسيط درجه الذكاء .

(أ) حسابياً (ب) بيانياً

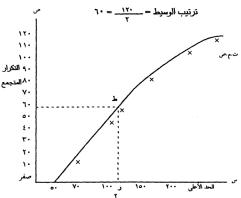
المجموع	۲۰۰ فأكثر	-10.	-1	_٧٠	_0.	درجةالذكاء
17.	۱۸	10	٤٠	40	14	عدد الطلبة

الحسل :

ملاحظسات	التكوار المتجمع الصاعد	حدودالفشات	ಖ	ن
	مسفر	أقل من ٥٠	14	_0.
	17	أقل من ٧٠	٣٥	_٧٠
ت.م.صالسابق ــــ	٤٧	أقل من ١٠٠	٤٠	_1
ترتيب الوسيط	٦٠ حـــ			
ت م مل اللاحق اس	:1) AY	أقل من ١٥٠	liso	_10.
	1.4	أقل من ۲۰۰	, ۱۸	۲۰۰ فأكثر
	14.	أقل من الحد الأعلى المفتوح		
			14.	المجموع

رغم أن الجدول التكراري غير منتظم - أطوال فئاته مختلفة - ومفتوح من أعلى فقد تم إعداد الجدول التكراري المتجمع الصاعد كما هو الحال في الجدول المنتظم المقفول، وإن يختلف الأمر في باقى الخطوات عما هو عليه الحال فيما سبق في الجدول المنتظمة والمقفولة .

۱ - ترتیب الوسیط =
$$\frac{0.4}{Y}$$
 = $\frac{1.7}{Y}$ = $\frac{1.7}{Y$



 مقاييس أخرى محسوبة بنفس أسلوب الوسيط (حسابيا وهندسيا):

(١) الربيع الأول (الأدنى) (٢) الربيع الثالث (الأعلى)

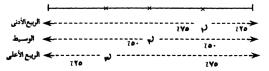
تعريف الربيع الأول (الأدنى) ويأخذ الرمز (ر,) : Lower Quartile

وهو قيمة المفردة التى نقسم مجموعة القيم المرتبة ترتيباً تصاعديا إلى قسمين بحيث يقع ٢٥٪ من القيم قبلها ، ويقع ٧٥٪ من القيم بعدها أى أنـه قيمة المفردة التى نقم فى نهاية الربع الأول من القيم المرتبة .

تعريف الربيع الثالث (الأعلى) ويأخذ الرمز (ر) Upper Quiaritile

وهو قيمة المفردة التى تقسم مجموعة القيم المرتبة ترتيباً تصاعبياً إلى قسمين بحيث يقع ٧٥٪ من القيم بعدها أى أنه قسمين بحيث يقع ٧٥٪ من القيم بعدها أى أنه قيمة المفردة التى تقع فى نهاية الربع الثالث من القيم المرتبة تصاعبيا ، وعليه فإنه إذا ما رتبت مجموعة من القيم ترتيباً تصاعبياً فإن الربيع الأدنى (ر,) والربيع الأعلى (ر,) وكرن موقعها كما يتضح من الشكل التالى:

شكل رقم (٧٣)



مثـــال (٩) أوجــد كل من الربيع الأننى والربيــع الأعلى فى المثال رمّ (٨) حسـابياً ، وبيـانياً .

الحسار:

نقوم بإنشاء جدول تكراري منجمع صاعد كخطوة أولى:

كما يلى:

٢ - نحدد موقع الربيع الأدنى بالجدول التكراري المتجمع ، ونحدد فلة الربيع الأدنى .

٣ ـ للحصول على قيمة الربيع الأدنى (ر,) نستخدم الصيغة الرياضية

	ت . م . ص	حدودالفتات	ك	د
ت ـم ـص السابق	مىقر 1	أقل من ١٢٥ أقل من ١٣١	7	_140 _141
← ترتیب رہــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	17,0 17	أقل من ١٣٧	10	_157
پ اسابق ⊷ترتیبار _ج	۳,۷۰	أقل من ١٤٣	۱۲	_127
	££ 0•	أقل من 1٤٩ أقل من 100	٦	100_1£9
			۰۰	المجموع

$$iv_{ij} = \frac{0}{2} = \frac{0}{2} = 0$$

$$iv_{ij} = \frac{0}{2} = 0$$

$$iv_{ij} = 0$$

= ۱۳۱ + ۳,۰۰ = ۱۳۴ سم .

ثانيا : الربيع الأعلى حسابيا:

٢ ـ نحدد موقع الربيع الأعلى بالجدول التكراري المتجمع الصاعد ونحدد

فئة الربيع الأعلى.

٣ ـ للحصول على قيمة الربيع الأعلى (ر) نستخدم الصيغه الرياضية

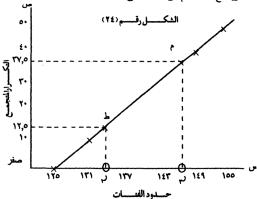
الربيع الأدنى والربيع الأعلى هندسيا:

 ١ ـ نقوم برسم محورين متعامدين ، ونحدد عليه المنحنى المتجمع الصاعد كما هو الحال عند تحديد الوسيط من الرسم سابقاً .

٢ ـ نحدد ترتیب (ر) ، ومن هذه النقطة على محور الصادات نرسم خط مستقیم بوازی محور السینات حتى یقابل المنحنی المنجمع فی نقطة ولتکن (ط) ، نسقط من (ط) مستقیم عمودی علی المحور الأفقی لیقابلة فی نقطة ، هی قیمة (ر)

٣ ـ أيضاً نحدد ترتيب (ر) ، ومن هذه النقطة على محورالصادت نرسم خط مستقيم يوازى محور السينات ، حتى يقابل المنحنى المتجمع فى نقطة ولتكن (م) ، نسقط من (م) مستقيم عمودى على المحور الأفقى ليقابله فى نقطة هى قيمة (ر) .

ويتضح لنا ما تقدم من الشكل التالى:



- 184 -

العلاقة بين الوسيط والربيعين:

١ _ عدد القيم المحصورة بين ب ، ر , تساوى نصف عدد القيم كلها .

ل الفرق بين الوسيط والربيع الأدنى لا يساوى الفرق بين الربيع الأعلى
 والوسيط الا اذا كان التوزيع التكرارى متماثلاً (معندلا) فنى مثالنا السابق نجد أن :

≂ ۰٫۷ سم

15.,7_150,70= ,,__,

= ٥,٥٥ سم

أن التوزيع التكراري في هذا الجدول غير متماثل.

(نعتبر ماسيق خاصيه من خواص المنحنى المتماثل وتستخدم لإختبار تماثل المنحني, من عدمه) .

ويلاحظ أنه كلما زاد الفرق السابق كلما بعد التوزيع عن التماثل والعكس صحيح .

بعض خصائص الوسيط:

١ ـ يحدد الوسيط القيمة الوسطى للتوزيع

٢ ــ اذا ضريت قيمة الوسيط في عدد مفردات الترزيع فلا نحصل على المجموع الأصلى للتوزيع كما هو الحال في الوسط الحسابي ، لذلك فقد قلت القيمة العلمية للوسيط عن الوسط الحسابي.

٣ ـ لاندخل جميع مفردات الظاهرة أو المدغير عند حساب قيمة الوسيط كما هو الحال في الوسط الحسابي ، لذا يعتبر الوسيط مقياساً مناسباً الممتوسط في التوزيعات الشاذة (أو المنطوفة) ومناسباً أيضاً في حالة التوزيعات التكرارية المفتوحة لأنه يعتمد في حسابه على منطقة الوسط بعد ترتيب البيانات باستثناء الحالة التي يقع الوسيط في مدى فئة مفتوحة من أسفل أو من أعلى الفوزيع التكراري.

٤ ــ بجانب إمكانية حساب الوسيط البيانات الكمية فهو صالح للإستخدام أيضاً في حالة البيانات الوصفية بشرط أن تكون البيانات الأخيرة ترتيبية أى قابلة للترتيب تصاعدياً أو تنازلياً .

٥ _ يمكن حسابة بيانياً بعكس الوسط الحسابي .

 ٦ ـ مجموع الانحرافات المطلقة _ أى بعد إهمال إشارات هذه الانحرافات لقيم التوزيع تكون أقل ما يمكن.

 ٧ ــ فى حالة البيانات غير المبوية الزوجيه ، يعتمد الوسيط عند إيجاد قيمته على الوسط الحسابى ، وبمعنى آخر فى مثل هذه الحالة يدخل مقياس آخر للنزعة المركزية عندحساب قيمة الوسيط .

٨ ــ نظراً لإعتماد الوسيط على بيانات القيم الوسطى عند حساب قيمته بعد ترتيبها ــ فهذا يعنى أننا لا نستفيد بكافة البيانات عن الظاهرة محل القياس عند حساب قيمته ، والسبب السابق ، فان الوسيط لايعنبر ممثل جيد المتوسطات اذا كان هذاك إختلافاً بينا في حجم القيم قبل وبعد القيمة الوسيطية عن تلك القيم الوسطى لنفس التوزيع بعكس الوسط الحسابى .

 ٩ ــ اذا إختلفت الأهمية النسبية لوحدات الظاهرة موضوع الدراسة فلا يعتبر الوسيط مفيداً فى الحالة السابقة ، لأن الوسيط لايقبل عملية الترجيح بالأرزان كما هو الحال فى الوسط الحسابى المرجح .

١٠ ــ الوسيط عرضه للإختلافات الواضحه وعدم الإستقرار تبعاً لإختلاف وبتاين العينات، وعليه يكون الوسيط أكثر تأثراً من الوسط الحسابي في حالة إستخدام أسلوب المعاينة.

المبحث الثالث المسوال (*) Mode

١ ــ تعريف... : يعتبر المنوال أحد مقاييس المنوسطات ، ويعرف المنوال ، المقيمة الأكثر ظهوراً أو تكراراً أو شيوعاً في مجموعة القيم ، ونود أن نشير هنا بأن المنوال إن وجد في توزيع ما ، فإنه قد يكون وحيد القيمة كما قد يكون للتوزيع منوالين أو أكثر ، وسنرمز له بالرمز (م) .

أولاً : المنسوال لبيانات غير مبسوبسة (وصفية) :

(أ) حالة البيانات الوصفية غير الترتيبية.

مشال (١) فيما يلي عينة مكونة من ٨ أشخاص طبقاً للحالة الإجتماعية: منزوج ، أرمل ، أعزب ، مطلق ، منزوج ، أعزب ، أعزب ، أعزب . والمطلوب تعديد منوال البيانات السابقة .

الحـــل :

بالنظر إلى مفردات العينة حسب الحالة الإجتماعية .

- (١) حالة الزواج : تكررت مرتين .
- (٢) حالة الأرمل: تكررت مرة واحدة فقط.
- (٣) حالة المطلق: تكررت مرة واحدة فقط.
 - (٤) حالة الأعزب: تكررت أربع مرات.

أى أن حالة ، الاعزب ، هي الحالة الأكثر تكراراً أو شيوعاً في الحالات الاجتماعية المدروسة وتساوى (٤) .

^(*) يطلق عليه البعض « النمط » .

وعليسه فسسإن:

منوال هذه العينة بالنسبة للحالة الإجتماعية هي محالة الأعزب.

مشال (٢) في حقل تجريبي الزهور تبين أن توزيع الزهور به وعدها ٤٠ زهرة توزعت حسب اللون كما يلي:

- (١) عدد الزهور ذات اللون الأبيض : ١٠ زهـور .
 - (٢) عدد الزهور ذات اللون الأحمر : ١٠ زهور .
 - (٣) عدد الزهور ذات اللون الأزرق ٨: زهـور .
 - (٤) عدد الزهور ذات اللون البنفسجي : ٦ زهور .
- عدد الزهور ذات اللون المووڤ : ٥ زهـور .
- (٦) عدد الزهور ذات اللون الأصفر : زهرة واجدة .
 أوجد منوال اللون في المجموعة السابقة للزهور .

الحـــل :

نجد أن كلا من اللونين الأبيض والأحمر هما الأكثر شيوعاً في مجموعة الألوان المختلفة للزهور ، وكل منهما ١٠٠ زهرات، لذا نقول أن مجموعة الوان الزهور المشار اليها فيما سبق لها منوالين وليس منوال واحد .

أى أن المنوال هنا هما الزهور ذات اللونين الأبيض والأحمر.

وهكذا يمكننا بإتباع الأسلوب السابق حساب منوال الظواهر الوصفية غير الترتيبية الأخرى .

(ب) حالة البيانات الوصفية الترتيبية:

ومن الظواهر التي تنطيق عليها هذه الحالة، تقديرات درجة الطلاب سواء في مادة ما أو التقدير العام اللجاح. مشــــال (٣) فيما يلى التقديرات في مادة الرياضيات لعينة مكونة من ٢ طلاب في السنة الدراسية الأولى وكانت بالترتيب كمايلي :

(التقدير) : ممتاز ، مقبول ، جيد جداً ، جيد جداً ، جيد ، ضعيف جداً ، ضعيف والمطلوب : تحديد مدوال تقدير الدجاح في هذه المادة بالعيدة السابقة.

الحسال:

الطالبين الذين ترتيبهما (٣) ، (٤) حصلاً على تقدير (جيد جداً)، وباقى الطلاب حصل طالب واحد فقط على التقديرات الأخرى وهى ممتاز ، مقدل ، حدد ، ضعيف ، ضعيف جداً .

وعليه فمنوال التقدير في المينـة السابقة هو تقدير ،جيد جداً ، لأنـه تكرر مرتين ومن ثم فهو التقدير الشائم في العينـة .

وهكذا يؤتباعنا الأسلوب السابق بمكننا حساب منوال الظواهر الوصفية الترتسية الأخرى .

ثانيا: المنهوال لسيانيات كمية:

(أ) المنبوال لبيانيات كمينة غير مبوبة (مفردة):

المطلوب: تقدير منوال درجة النجاح في كل مجموعه

المجموعة الأولى: ليس لها منوال لأنه لم تتكرر أى درجه منها أكثر من مرة واحدة.

المجموعة الثانية : منوال الدرجات بها هو (٥٥) لأنها الدرجة الوحيدة التي تكررت مرتين .

المجموعة الثالثة : لها منوالين هما (٥٥) ، (٨٥) لأن كل منهما تكررت بمقدار ثابت ، وهو مرتين

(ب) المنسوال لبيانات كمية (مبوسة) أى فى صورة نوزيع تكرارى:
 وسنغرق هنا بين الجداول التكرارية المنتظمة والجداول التكرارية غير المنتظمة.

أولاً : الجداول التكرارية المنتظمة :

مشال (٥) أوجد منوال الطول بالسنتيمتر لمجموعة الطلاب في الجدول التكراري التالي:

المجموع	100_119	_124	_127	-171	-170	فئات الطول
۰۰	٦	۱۲	10	11	7	عدد الطلاب

الحسل:

سنتاول فيما يلى طريقتين مختلفين لايجاد منوال الطول في المثال السابق.

الطريقة الأولى : طريقة الفروق (بيرسون (*)): وتتلخص خطواتها فيما يلى : ١ _ نبحث عن أكبر تكرار في التوزيم .

٢ - نحدد الفئة المقابلة لأكبر تكرار وليكن (ك) ، ويطلق عليها الفئة

المنوالية وليكن طولها (ل)، وهى الفنة التي يقع خلالها المنوال أي يقع المنوال بين حدها الأدنى وحدها الأعلى.

 " ـ نحدد الفئه السابقة للفئة المنوالية ، ونحدد التكرار المقابل لها وليكن(ك).

⁽Karl person) (*)

؛ _ بحدد الفئه اللاحفة للفئة المنواليه ، وبحدد التكرار المقابل لها
 وليكن (كم) .

مما تقدم يتحدد لنا جدول تكرارى جزئى (المحدد بالمستطيل) مكون من ثلاث فنات من فنات الجدول التكرارى الأصلى كما يلى :

		التكرار الأصلى (ك)	الفلمات (ف)
الفرق الأول (Δ _γ) = ٤ الفرق الثانى (Δ _γ) = ٣	الفلة السابقة } الفئة المنوالية } الفئة اللاحقة }	٦ (ط) ١١ (ط) ١٥ (ط) ١٢	ا ا ا 5
		٦	100_119
		۰۰	المجموع

وبفرض أن المنوال يقع على الخط المستقيم أب وهي حدود الفلة المنوانية حيث يبعد عن الحد الأدنى بمسافة (س) وعن الحد الأعلى بمسافة (ل- س)، وحيث أن النسبة التى تقسم هذا الخط إلى جزئية \mathbf{u} : $(\mathbf{b} - \mathbf{u})$ تساوى النسبة بين الفرقين $\mathbf{\Delta}$, $\mathbf{\Delta}$, $\mathbf{\Delta}$ كما يلى :

 $\frac{v}{\Delta} = \frac{v - v}{\Delta}$ (بضرب الطرفين في الوسطين)

 $\omega \Delta = \Delta = \Delta \Delta$, eath imiting in

$$\Delta J = \Delta U + \Delta U$$

$$\Delta U = (\Delta + \Delta)$$

حيث س (وهو الجزء الذي يقع أو المسافة لهمن الحد الأدنى للفئة المنوالية ... قدمة المدلان .

حتى قيمة المنوال) .
$$\Delta = \frac{\Delta}{\Delta + \Delta} \times b$$

٣ _ . . يمكن إستنتاج المنسوال (م) من الصيغة الرياضية التالية .

أى المنوال (م) = الحد الأدنى للفئة المنوالية + (
$$\frac{\Delta}{\Delta + \Delta} \times L$$
) و عليه فالمنوال في مثالنا السابق :

$$(7 \times \frac{2}{1 + 7}) + 177 = \frac{2}{1 + 3} \times 7$$

$$= \frac{72}{1 + 177} + 177 = \frac{2}{1 + 3}$$

- 12·. £T =

ثانيا : الجداول التكرارية غير المنتظمة (غير متساوية الفئات) .

مثــــال (٦) التوزيع التكراري التالي يمثل الأجور لعينـة مكونه من ٢٠٠ عامل بأحد معامل الأدويـة بالجنبـة .

المجموع	٥٠_٤٠	۳۵.	-40	_4.	٠١٠.	فات الأجر(ف)
۲	٧٠	۲٠	۸٠	٧٠.	۰	عدد العمال(ك)

المطلوب : تحديد منوال الأجر بطريقة الغروق (بيرسون) .

الحسل:

حيث أن فدات الأجر غير منتظمة أى أن طول الفئة (ل) ليس ثابتاً كما هو الحال في المثال السابق رقم (٥) .

فإندا قبل تطبيق الخطوات السابقة في الجداول المنتظمه للحصول على المنافق بنافي التكراوات الأصلية بحيث نصل إلى التكراوات الأصلية بحيث نصل إلى التكراوات المعدلة لنفس الفدات ، وقد تم تفصيل ذلك عند دراستنا المدرج التكراري في الفصال السافة .

حيث أن:

ثم نجرى حساباتنا على قيم الثلاث فئات بالجدول الجرئى ، والفروق ، ٨ كمُڴعاانكرارات المعدلة وليس على التكرارات الأصلية وسنرمز للتكرارات المُعدلة هنا بالرمز (ك) وعليه فـإن :

	13	J	শ্ৰ	الفلسات (ف)
	٥	١.	٥٠	-1.
الفشة السابقة } م - ٤	(,설) ٤	٥	۲٠	-4.
الفئة المنوالية لم المنوالية لم	٨(ك٠)	١٠	۸۰	_ 40
الفلة اللَّحْقة } ٢-٧٥	۲ (کسر)	٥	٣٠	_40
	٣	1.	٧٠	٥٠_٤٠
			7	المجموع

ويتطبيق الصيغة الرياضية السابقة للحصول على المنوال بطريقة الفروق حيث Δ , = ك ً , ، Δ , = ك ، _ ك أ

الطريقة الثانية : طريقة الرافعة

ويمقتصى هذه الطريقة، نمثل الفئة المنوالية ولنكن (ل) والتى نقع أمام أكبر تكرار برافعة تعمل عند طرفيها قوتان أولهما عند تكرار الفئة السابق الفئة المنوالية ولتكن (ك $_{\uparrow}$) وتعمل عند بداية الفشة المنوالية (ويطلق عليها القوة) وثانيهما عند التكرار اللاحق الفئة المنوالية ولتكن (ك $_{\uparrow}$) وتعمل عند نهاية المنوالية (ويطلق عليها المقاومة).

ويفرض أن القوة والمقاومه المؤثرتين عند طرفى هذه الرافعة يعادلان كلاً من (ك) ، (كم) السابقتين .

ويفرض أن نقطة الارتكاز التي تتوازن عندها الرافعة تبعد بمسافه قدرها (w) عن (w) .

وحيث أن هذه الرافعة في حالمة توازن وطبقاً لقانون الروافع فإن :



القوة × زراعها - المقاومة × زراعها

.. ك, × س = كم × (ل ـ س ·

.. كرس = كرل كرس ومنها نستنتج

ك من + لكس = لكب ل

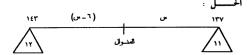
س (ك + كر) = كرل

• . • المدوال : الحد الأدنى للفئة المتوالية + س

المنوال (م) = الحد الأدنى للفئة المنوالية + (
$$\frac{E_{\gamma}}{E_{\gamma}}$$
 × ل)

أى أن (م) = الحد الأدنى للفئة المنوالية + ($\frac{\| hall_0 a^{\pm} \|}{\| hall_0 a^{\pm} + \| hall_0 a^{\pm} \|}$ المناله مثال (V) :

حل المثال رقم (٥) السابق بطريقة الرافعة:



القوة × زراعها = المقاومة × زراعها

وبالطبع قيمة المنوال بهذه الطريقة يختلف عن قيمته بطريقة الفروق السابقة والبالغ قيمتها ١٤٠,٤٣ سم (الإختلاف الصيغة الرياضية في كل منهما عن الأخرى).

مشال (۸) :

حل المثال رقم (٦) السابق بطريقة الرافعة

الحسل:

او بطریقة أخرى س =
$$\left(\frac{\tau}{\tau} \times 1\right) = \frac{\tau}{1} \times 1 = \tau$$

الطريقة الثالثة : طريقة الرسم البياني :

(أ) طريقة المدرج التكوارى:

١ ــ وبمقتضاها نأخذ فسات الجدول الجزئى (أى الفئة المنوالية والفئة السابقة لها والفئة المنوالية والفئة السابقة لها وإسابقة لها ويمثلهم بيانيا في صورة مدرج تكرارى (كما سبق أن أوضحنا في الفصل الثالث) - ويتم ذلك من التكرارات الأصلية (إذا كانت الفئات غير متساوية الطول) أو من التكرارات المحلة (إذا كانت الفئات غير متساوية الطول).

لا عن نصل بهاية الحد الأعلى للفنه السابقة مع الحد الأعلى للفنة المنوالية (من أعلا المدرجات التكرارية) بمستقيم وليكن (أج) .

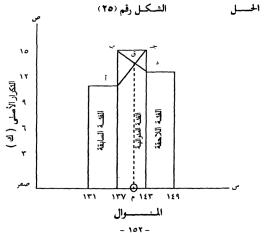
ت نصل الحد الأدنى للغشة المنوالية مع الحد الأدنى للغشة اللاحقة لها
 من أعلى المدرجات التكرارية) بمستقيم وليكن (ب د)

3 ـ نجد أن المستقيمين (أ ج) ، (ب د) السابقين يتفاطعان في نقطة ولتكن (ق) .

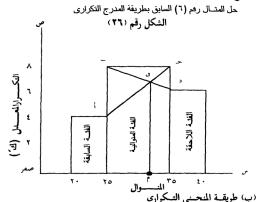
م. نسقط من النقطة (ق) عمود على المحور الأفقى (س) ليقابله فى
 نقطة ولتكن (م) تكون هى قيمة المنوال المطلوب :

منـــال (**٩**) ·

حـل المثـال رقم (٥) السابق بطريقة المدرج التكرارى :





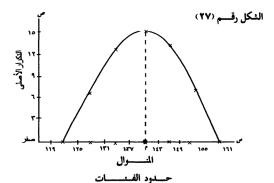


١ ـ وبمقتضاها يتم تمثيل التوزيع التكرارى الأصلى ـ فى الجداول
 التكرارية المنتظمة ـ بمنحنى تكرارى كما جاء بالفصل الثالث .

٢ ـ تسقط عمود من أعلى نقطة على المنحنى (أى من قمة هذا المنحنى) عمود ياعلى المحور الأفقى (س) ليقابله عند نقطة ولتكن (م) ستكون هذه النقطة هي قيمة المنوال من الرسم .

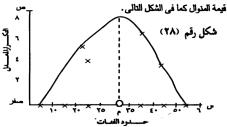
مشال (١١) أوجد المنوال في المثال رقم (٥)السابق بطريقة المنحني التكراري . الحسل :

ا ـ نقوم بمثيل بيانات هـذا التـوزيع بيانياً في صورة منعنى نكرارى ثم نسقط عمـود من أعلى قمـة المنحنى ليقابل المحـور السيني في (م) هي المنوال - ١٤٠٥ (تتوقف دقة قيمة المنوال هنا على دقة الرسم البياني كما في الشكل التالى).



مشال رقم (١٢) أوجد المنوال بطريقة المنحنى النكراري في المشال رقم (١) السابق. الحسال:

هذا الجدول غير منتظم فلابد من تعديل التكرارات الأصلية إلى تكرارات معدلة ، ثم تعثيل التكرارات المعدلة في صورة منحني تكراري ، نسقط من أعلى نقطة فيه عمودي على المحور (س) ليقابله في نقطة ولتكن (م) هي مدري على المحور ...



- 101 -

بعض خصائص المنسوال

١ _ إذا تم صرب قيمة المنوال في عدد مفردات الظاهرة موضوع القياس،
 فلا يعطى ناتج ما سبق المجموع الأصلى للتوزيع كما هو الحال في الوسط العسابي

۲ – المنوال لا يمثل القيمة الوسطى فى التو زيع كما هو الحال فى الوسيط
 كما أنه فى بعض الظواهر أو الحالات قد لا تجد لها منوال.

٣ ـ إن طريقة حسابة تعتبر من أبسط طرق حساب مقاييس النزعة المركزية ، كما أنه يستخدم لحساب المتوسط في حالات التوزيعات الكمية ، والوصفية سواء أكانت ترتيبية أو غير ترتيبية على حد سواء ويفضل استخدامه إذا كان التوزيم في صورة نسبة .

٤ – لا تدخل كل مفردات التوزيع الظاهرة المقيسة عند حساب قيمته، كما هو الحال فى الوسط الحسابى لذا لا يتأثر المنوال بالقيم الشاذة أو المتطرفة كما هو الحال فى الوسط الحسابى.

م يمكن حساب قيمته من الجداول التكرارية المفتوحة كما هو الحال
 في الوسيط بعكس الوسط الحسابي

٦ ــ تتأثر قيمة المنوال بحجم العينة ، وتتأثر كذلك بطول فئة الدوزيع التكرارى وبطريقة الترتيب ، لكل ما سبق بعتبر المنوال ، مقياس غير ثابت اذا ما أعيد ترتيب مفردات التوزيع كما بتغير قيمة المنوال إذا ما أعيد تمديل حدود الفئات ، حيث تنتقل القيمة المفدرة المنوال إلى حدود فئة أخرى مخالفة لحدود الفئة المذود المنوالية المنوال إلى حدود فئة أخرى مخالفة لحدود الفئة المدود المنوالية المنوالية

 ٧ ـ قيمة المنوال تختلف باختلاف طريقة حسابة ، بعكس الوسيط والوسط الحسابي .

٨ ـ إذا كان المنحنى التكرارى متعدد القمم ، فهذا يعنى أن للتوزيع أكثر
 من منوال واحد ، وأن كان المنوال فى مثل هذه الظروف لايكون ذات فائدة
 كبيره من حيث تمثيل التوزيع ، لأن التوزيع فى مثل هذه الحاله يكون غير
 متجانس .

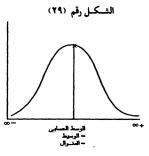
المبحث الرابع

العلاقة بين المتوسطات الثلاثة السابقة

مقدمة : تعرضنا فى الفصل الثالث فيما سبق إلى أنواع المنحنيات التكراري ، فإذا كان التوزيع التكراري التكراري ، ماذا كان التوزيع التكراري مماثلاً فيمكن تمثيله بمنحنى متماثل ، أو معتدلاً يشبه الناقوس ، وله محور رأسى يعر بنقطة النهاية العظمى للتوزيع ويقسمه إلى جزئين متطابقين تماماً.

أما إذا كان التوزيع غير متماثل ، فالمنحنى الممثل له يكون غير معتدل ، ويطلق عليه منحنى ملتوى، وقد يكون الالتواء إلى اليمين أو الالتواء إلى اليسار كما فى الشكل رقم (١٦) السابق ونود أن نربط فى هذا الجزء بين شكل التوزيع التكرارى ومقاييس النزعة المركزيه الثلاثة (الوسط الحسابى، الوسيط ، السوال).

أولاً: اذا كان التوزيع التكوارى متماثلاً فإن الأوساط الثلاث ه تكون متطابقة ، أى أن قيمة الوسط الحسابى = قيمة الوسيط = قيمة المنوال كما فى الشكل التالى:



- 101 -

وبمقتصى هذه العلاقة يمكن إستنتاج المنوال بمعلومية الوسيط والوسط الحسابي أو العكس أي ممكن استنتاج أي منهما بمعلومية الآخرين.

ثانيا : اذا كان التوزيع قريباً جداً من التماثل (أي ملتوياً لكن الالتواء بسيط)، فإنه تكون هناك صيغة تقريبية للعلاقة بين قيم المتوسطات الثلاثة حددها كارل بيرسون كمايلي :

= ٢ س ومنها نستنتج بعد قسمة الطرفين على (٢) أن :

$$\frac{1}{\sqrt{1-\frac{1}{2}}} C_y - \frac{1}{\sqrt{1-\frac{1}{2}}} A_y - \frac{1}{\sqrt{1-\frac{1}{2}}}$$

أى أن الوسط الحسابى = ___ الوسيط _ _ ل المنوال .

ويمكن إستخدام العلاقة السابقة في إستنتاج قيمة تقريبية للوسط الحسابي من جدول تكراري مفتوح بمعلومية كل من الوسيط والمنوال اللذان يمكن حساب قيمتهما من الجداول المفتوحة .

وأيضاً يمكن من العلاقة الأساسية السابقة استنتاج.

$$(\gamma) = \frac{\gamma}{n} + \overline{n} + \frac{\gamma}{n} = \gamma$$

بمقتضى هذه العلاقة الوسيط بمعاومية الوسط الحسابي، المنوال.

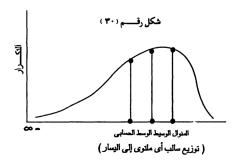
أى أن المنوال = ٣ أمثال الوسيط ـ ضعف الوسط الحسابي

ثالثًا : إذا كان التوزيع غير متماثل أي المنحني ملتويًا فإن :

الأوساط الثلاثة تكون غير متطابقة ، ذلك أن الوسط الحسابى والوسيط ينحازان إلى الطرف الملتوى من التوزيع ، كما أن الوسط الحسابى يكون أكثر إنحياز من الوسيط في مثل هذا التوزيع أي أنه:

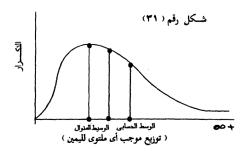
(أ) في حالة التوزيع الملتوى إلى اليسار (سالب الألتواء) يكون الوضع النسبي للمتوسطات :

> الوسط الحسابى < الوسيط < المنــوال ويتضح ما تقدم من الشكل التالى :



(ب) فى حالة التوزيع الملتوى إلى اليمين (موجب الالتواء) يكون الوضع النسبى للمتوسطات :

الوسط الحسابى > الوسيط > المنــوال ويتضح مانقدم من الشكل التالى :



ونود أن نشير هذا في مجال التوزيعات الملتويه الملاحظات التالية:

١ - أن الوسيط يقع دائماً بين الوسط الحسابي والمنوال .

٢ ـ أن الوسط الحسابى يقع دائماً ناحية الطرف الأكبر للتوزيع وهذا يتفق مع المنطق ، لأن الوسط الحسابى يتأثر بالقيم المنطرفة ، والقيم المنطرفة توجد غالباً عند الطرف الأكبر للتوزيع.

" ـ يحسن استخدام الوسيط بدلا من الوسط الحسابى فى التوزيعات التكرارية الملتوية ، التواءأ ملموساً ، ذلك لأن الوسيط لا يتأثر بالقيم المتطرفة عند حساب قيمته ، فمتوسط الدخل مثلاً يكون توزيعه دائماً ملتوياً ناحية البمين ، لذا فإنه فى توزيعات الدخل يكون الوسيط تقديراً جيداً المتوسط الدخل .

 ٤ ـ نَعطى طرق تقدير المنوال نتائج تقريبية واستخدامه فى الحياة العملية نادراً ، لذا لاينصح بإستخدامه إلا فى حالة المتغيرات الوصفية .

المحث الخاس ا**لوسط الهند سی** Geometric Mean

أولاً. مقسدمسة :

يعتبر الوسط الهندسي من مقاييس المتوسطات ـ النزعه المركزيه ـ الثانوية، حيث يفضل إستخدامة في حساب متوسط معدل النمو للمتغيرات المختلفه سواء أكانت لقيم متزايده أو لقيم متناقصه ، لذا فهو شائع الإستخدام عند حساب مترسط النسب ـ العنموب ـ في الأرقام التياسية (*) وسنزمز له بالرمز (هـ) .

ثانيا : الوسط الهندسي لبيانات غير مبوبه (مفرده) :

إذا أخذت ظاهرة أو متغير ما القيم س, ، س, ، س, ، س، ، س، ، س، ، س، ، فإن الوسط الهندسي هذا عباره عن الجذر النوني لحاصل ضرب القيم السابقة التي عددها (ن) . أي أن .

عدمه (ن) ٠ ای ان ٠ الوسط الهندسی (هـ) = ن اس × س × س × × س ن

وبالطبع يستخدم أساوب اللوغاريتمات (لو للأساس ١٠) للحصول على الرسط الهندسي (هـ) كما يلي :

1.8

$$le (a) = \frac{1}{-c} (le w) + le w) + le w + + le w (c)$$

$$= \frac{1}{-c} - a + le w (c)$$

ثانيا :

^(*) سيتضح لنا ذلك عند دراسه الارقام القياسية .

أى أنه للحصول على الوسط الهندسى فى الحاله السابقة سنتبع الخطوات التأليه:

ـ نحسب لوغاريتمات القيم (لوس) ،ثم بجمعها نحصل على (مج لوس) .

ـ بقسمة حاصل الجمع السابق (مجه لو س) على عدد مفردات الظاهرة (ن) فنحصل على (لو هـ)

ـ بالكشف في جدول الأعداد المقابله للوغاريتمات ، نحصل على الوسط

الهندسى (هـ) . ويتضح ما تقدم من الأمثله التاليه :

وينضح ما تعدم من روسته التالي

مشال (١) :

أوجد الوسط الهندسي لعينه مكونه من (١٠طلاب) في مادة الرياضيات إذا كانت درجانهم كما يلي (×) .

الحل :

الوسط الهندسي (هـ)

1.. × 1. × 6× 00 × 05 × 00 × 0. × 1. × 1.

ومن الجدول التالى نحصل على (مجالو س) باستخدام جدول الله غار تمات للأساس (١٠) : (××)

		(, (,-	
لوس	س	لوس	٠٠
1,75.7	00	1,7979	70
1,4401	Yo	1,7747	1 3.
١,٠٠٠	١٠	1,979£	٨٥
٧.٠٠٠	1	1,4027	1 4.
,	1	1,72.5	00
		1,7077	20
14, • 791	المجموع (مجـ لوس)	۹۵ ، کوسط حسایی .	*) مثال (۱) صد

$$1, v \cdot 191 = \frac{1 \cdot v \cdot 191}{v} = \frac{1 \cdot v \cdot 191}{v}$$

بالكشف في جدول الأعداد المقابله للوغارتمات عن ٥,٧٠٦٩١ أمام ٥,٧٠ تحت (٦) فروق (٩) فنجدها كالآتي:

(٣) من النتيجه في (٢) نحرك العلامة العشرية جهة اليمين لاعداد صحيحة تزيد (١) عن الاعداد الصحيحه في لوه اى في مثالنا للعددين صحيحين .

(وهو يختلف عن الوسط الحسابي والذي بلغ ٦٠ درجة) فيما سبق

مثال (۲) :

أوجد الوسط الهندسي للنسب التالية

الحسل:

(**) حيث أن المند المسحوح يقل ولحد عن الأعداد المسحيحه في (س) أما الكسر فيتم للحصول عليه من جدول الارغاز يتمات .

- ۲,۰۳۰۱ بالكشف في جدول الاعداد المقابله للوغاريتمات . ٠ ٠ هـ (الوسط الهندسي) - ١١٦,١ ٪

ثالثاً : الوسط الهندسی لبیانات مبویه (فی صورة جداول تکراریة) بغرض أن مراکز الغنات هی س، ، س، ، س، ، ، ، ، ، ، ، س، والتکرارات المقابله لها هی ك، ، ك، ، ك، ، ك، ،

 $| \text{lend lightens} (a_n) = \sqrt{(w_t)^{b_t} \times (w_y)^{b_y} + (w_y)^{b_y} \times ... \times (w_{w_t})^{b_w}}$ $| \text{lend lightens} (a_n) = \sqrt{(b_t)^{b_t} \times (w_t)^{b_y} + (b_t)^{b_y}} + (b_t)^{b_w} + (b_t)^{b_w}$ $| \text{lend} (a_t)^{b_w} + (b_t)^{b_w} + (b_t)^{b_w} + (b_t)^{b_w} + (b_t)^{b_w}$

لو هـ = <u>محـ ك لو س</u> (٢)

ثم نوجد الوسط الهندسي (هـ) بإستخدام جداول الأعداد المقابلة للوغاريتمات .

وتتلخص خطوات الحصول على الوسط الهندسي هنا كما يلى : ١ - حساب مراكز الفلاات (س) ثم لوغاريتماتها .

- ٢ ـ ضرب كل تكرار في (لو س) المناظره فنحصل على (ك لوس).
 - ٣ ـ بجمع العمود (ك لوس) فنحصل على (محه ك لوس) .
- ٤ بقسمة المجموع في (٣) على (محد ك) نحصل على (لو هد) .
- ٥ باستخدام جدول الأعداد المقابله للوغاريتمات فنحصل على (هـ) .

مثال ۳ :

أوجد الوسط الهندسي لأطوال عينة من التلاميذ من الجدول التكراري التالي:

المجموع	100_159	_127	-150	-181	-170	فئات الطول (ف)
۰۰	٦	١٢	10	11	7	عدد التلاميذ (ك)

الحسل:

ك لو س	لو س	س	설	ف
17,7277	7,1.77	174	٦	_170
74,441	7,1771	172	١١ .	-141
47,1910	7,1271	12.	10	_144
40,944	7,1722	127	۱۲	_127
14,.4.4	7,1818	107	٦	100_189
1.4,7978			۰۰	المجموع

بالكشف في جدول الاعداد المقابله الوغاريتمات - ١٦٤ -

٠٠٠ هـ = ١٣٩,٦ سم

(ملحوظة : كان الوسط الحسابي ١٤٠,١٢ سم لنفس التوزيع ص ١١٤ من هذا الفصل) .

نلخص من المثالين (1) ، (٣) السابقين أن قيمه الوسط الهندسى تختلف عن قيمة الوسط الحسابى النفس الظاهرة ، ومما تجدر الإشارة إليه أن الوسط الحسابى أكثر تأثراً بالقيم الشاذه (المتطرفه) عنه في الوسط الهندسى ، وقد وضح ذلك جليا من المثال رقم (1) السابق .

رابعاً : الوسط الهندسي المرجح :

إذا أخذت ظاهرة ما القيم (w_i , w_j , w_j , \dots , w_i) ورغبنا في أيجاد الوسط الهندسي لها بعد ترجيحها بالأوزان (v_i , v_j , v_i , v_i) على الترتيب ، فإن حساب الوسط الهندسي في هذه الحالة لايختلف عن حالة الوسط الهندسي من بيانات مبوبه ، حيث أن الأوزان الترجيحيه هنا (v_i , v_j , v

حيث: هـ - سيخ سير) و × (سير) و × (سير) و × (سير) و مسال که : منسال که :

الجدول التالي يمثل أسعار (٥ سلع ، الكميات المشتراه منها) :

	٦	-3	ب	î	نوع السلعه
١٠	14	٤	٦	۲	الكميه المشتراء (و)
۲.	1.	4.	۲٠	٥٠	سعر السلعه (س)

والمطلوب

$$L_{0,a} = \frac{1}{2\pi} \left(Y L_{0,a} + F L_{0,y} + \frac{1}{2} L_{0,y} + \frac{1}{2} Y L_{0,y} + \frac{1}{2} L_{0,y} \right)$$

	ولوس	لو س	الكميات المشتراه	الاسعار	السلع
			(•)	(ت)	
	۳,۳۹۸۰	1,799.	۲	۰۰	1
	۸,۸٦٢٦	1,5771	١٦	٣٠	ب ا
	0,7.5.	1,8010	٤	٧.	
	17,	1,	17	1.	ادا
ĺ	15,771.	1,2771	١٠.	٣٠	ا هـ
	11,1501		T £		المجموع

بالكشف في جدول الاعداد المقابلة للوغارتيمات

٠٠٠ هـ (الوسط الهندسي المرجح للأسعار) - - ٢٠,٠ جنيها.

خامساً : خصائص الوسط الهندسي :

١ ـ الوسط الهندسي مقياس للقيمه مثل الوسط الحسابي وليس مقياس

للموضع كما هو الحال في الوسيط والمنوال، كما يدخل في حساب قيمته كل مفردات التوزيع بما فيها المفردات الشاذه أو المتطرفه ، لكن تأثره بالمفردات الشاذه أقل من تأثر الوسط الحسابي لنفي المغددات.

٢ - يتعذر حساب الوسط الهندسى إذا كانت إحدى قيم المتغير
 (س) = صفر

٣ ـ يتعذر حساب الوسط الهندسى إذا كانت إحدى قيم المتغير (س)
 قيمه سالبه .

٤ ـ دائما قيمه الرسط الهندمي لأي ظاهرة أصغر من قيمة الرسط الحسابي لنس الظاهره (*) . وهذه الخاصيه يمكن إثباتها عندما يزيد عدد المغردات عن (مفردتين) وأيضا في حاله الجداول التكراريه إذا كان المتغير (س) يأخذ القيمتين الموجتين س, ، س, .

(*) حيث س م فإن

۰۰ س ، ښ > مستور:

۰۰ ش > مـ

المبحث السادس ا**لوسسط التوافق**ي

Harmonic Mean

أولاً: مقـدمـــة:

هو مقياس آخر من مقاييس المتوسطات ، يفضل استخدامه في حالات خاصة أي عندما يعبر عن المتغيرات في صورة معدلات زمنيه ، كالمسافه التي تقطعها السيارة أو القطار أو الطائرة في وجدة الزمن ، أو إنتاج ماكينه في الساعة مثلا ، وأيضاً متوسطات الأسعار إذا أعطيت بدلالة وحدة النقود ... وهكذا ...

ويمكن تعريف الوسط التوافقي لظاهره أو متغير ما تأخذ القيم س, ،س ،، س, ، س ، ، بأنه عباره عن مقلوب الوسط الحسابي لمقلوبات قيم الظاهرة أو المتغير المشار اليهما ، وسنر مز له بالرمز (ق) .

أي أن :

ثانياً : الوسط التوافقي في حاله بيانات غير مبويه (مفرده) اذا كان لدينا متغير س يأخذ القيم س، س، س، س، ، س، ، س. فإن :

س وعليه فخطوات حسابة تتلخص فيما يلى :

ـ إذا رمزنا للقراءات أو للقيم بالرمز (س)

_ يتم حساب مقلوب كل قراءة أو قيمة من القيم السابقه أي (المراب)

وينطبيق القانون السابق ق = $\frac{\dot{0}}{1}$ نحصل على الوسط النوافقى مطلوب محد $\frac{\dot{0}}{1}$

مشال (١) :

أوجد الوسط التوافقي لدرجات عينه مكونه من (١٠ طلاب) في مادة الرياضيات اذا كانت درجاتهم في هذه المادة كانت كما يلي :

الحسل:

$$\left(\frac{\frac{1}{1}+\frac{1}{1}+\frac{1}{1}+\frac{1}{1}+\frac{1}{1}+\frac{1}{1}}{\frac{1}{1}+\frac{1}{1}}\right)=5$$
.

ا - ن : ۲۰۰ من ، ۲۰ من ، ۳۰ من ، ۲۰ من ، ۲۰۰ من شنع

فإن :

$$\frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot \frac{1}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}$$

مثال (٢) :

، (۱ کیلو متر) ثانی بسرعه ۷۰ کم / ساعه

، (١ كيلو منر) ثالث بسرعه ٨٠ كم / ساعه

فاحسب الوسط التوافقي لسرعة هذه السيارة خلال المسافة المقطوعة:

الحـــل :

$$\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}{1}} = \frac{1}{1}$$

ثالثًا الوسط التوافقي في حاله بيانات مبوبه

وهنا براعى أخذ التكرارات المقابله لكل فئه فى الحسبان عند حساب الهسط التوافقى:

فإذا كانت مراكز الفئات لظاهره أو متغير ما مبويه في صورة جدول تكراري هي س, ، س, ، س, ، س, ، س, س ر والتكرارات المناظره لكل مركز هي ك, ، ك, ، كم ، ك و على الترتيب فإن .

ن = مدك _____ن

مشال ۳:

أوجد الوسط التوافقى لأطوال التلاميذ بالمثال رقم (٣) بالوسط الهندسى في المبحث السابق .

الحسار:

-	س_	<u>ڪ</u>	<u>ف</u>
., . £٧٩	174	٦	-140
٠,٠٨٢١	172	11	-171
٠,١٠٧١	11.	10	_144
٠,٠٨٢٢	187	17	_127
٠,٠٣٩٥	101	٦	100_119
۸۸۵۳,۰		٠.	المجموع

رابعاً : الوسط التوافقي المرجح :

إذا أخذت ظاهرة ما القيم (w_1 ، w_2 ، w_3 ، ، w_0) ورغبتنا إيجاد الوسط التواققى لها بعد ترجيحها بالأوزان (و, ، و, ، e_1 ، ، e_2) على الترتيب فإن حساب الوسط التوافقى فى هذه الحاله لايختلف عن طريقة حسابه فى حاله البيانات المبويه السابقه حيث أن الأوزان الترجيحيه هنا (e_1 ، e_2 ، e_3 ، ، e_4) تناظر تماما التكرارات (e_1 ، e_2 ، e_3 ، e_4 ، e_5) عليه فإن :

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} + \frac{0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0 + 0}{0 + 0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0}{0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0}{0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0}{0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0}{0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$\tilde{D} = \frac{0 + 0 + 0}{0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0} + \frac{0 + 0}{0 + 0} + \frac{0}{0 + 0}$$

مشال ٤:

إذا قطع قطار المسافة من الاسكندرية إلى دمنهور بسرعه ١٣٠ كيلر متر/ساعة ، ومن دمنهور إلى طنطا بسرعة ١٠٠ كيلر متر / ساعة ، ومن طنطا إلى بنها بسرعة ٩٠ كيلر متر/ ساعة ومن بنها إلى القاهرة بسرعة ١٢٠ كيلر متر / ساعة، وكانت السافة من الاسكنرية إلى دمنهور تساوى ٢٠ كيلو متر

والمسافة من دمنه ور إلى طنطا تساوى ٥٠ كيلو متر والمسافة من طنطا إلى بنها تساوى ٥٠ كيلو متر والمسافة من بنها إلى القاهرة تساوى ٥٥ كيلو متر فاحسب الوسط التوافقي لسرعة القطار من الاسكندرية إلى القاهرة.

الحسل:

$$\frac{\Delta c}{\Delta c} = \frac{\Delta c}{c}$$

$$\frac{c}{\Delta c} = \frac{\Delta c}{c}$$

لايجاد مد (بي) ننشئ الجدول التالي

	0.	
	g	<i>س</i>
٠,٤٦١٥	٦٠	14.
٠,٥٠٠٠	٥٠	1
٠,٠٠٠	źo	٩٠
٠,٤٥٨٣	00	14.
1 1114	Y1.	

· · • ق (الوسط التوافقي المرجح) = ٢١٠ = ٢٠٩,٣٩ كيلو متر/ساعه

خامساً : خصائص الوسط التوافقي :

١ - الوسط التوافقي مقياس للقيمة مثل الوسط الحسابي وليس مقياس للموضع كما هو الحال في الوسيط والمنوال، وعليه فندخل في حساب قيمته كل مفردات التوزيع بما فيها المفردات الشاذه أو المنطرفه ، لذا تؤثر جميع القيم في حساب قيمته لكنه لا يتأثر بالقيم الشاذه كما هو الحال في الوسط الحسابي .

٢ ـ يتعذر حساب قيمته اذا كانت إحدى مفردات المتغير (س) تساوى الصغر (في حاله بيانات غير مبوبه) أو كان أحد مراكز الفئات يساوى الصفر (في حالة البيانات المبوية) .

٣ ـ يفضل إستخدام الوسط التوافقي عن باقى المتوسطات الأخرى فى حالات حساب متوسطات معدلات السرعه بالنسبه الذمن أو معدلات التغير فى الإنتاج ببعض المصانع والآلات أو متوسط الأسعار إذا أعطيت بدلاله وحدة النقد.

الوسط التوافقي دائما أصغر من الوسط الهندسي والوسط الهندسي دائما
 أصغر من الوسط الحسابي أي أن :

الوسط الحسابي > الوسط الهندسي > الوسط التوافقي

أي :

(*) سبق إثبات أن س > هـ عند دراسة الوسط الهندسي وعليه ينبغي إثبات أن هـ > ق .

فإذا كان لدينا المتغير (س) يأخذ القيمتين الموجبتين س، ، س، ، حيث س١ × س٢ فإن س > هـ أي أن

$$\frac{\alpha_{11}+\alpha_{22}}{\gamma}>\sqrt{\alpha_{11}}\frac{\alpha_{22}}{\alpha_{22}}$$

$$\frac{\alpha_{12}+\alpha_{22}}{\gamma}>\sqrt{\alpha_{11}}\frac{\alpha_{22}}{\alpha_{22}}$$

$$\frac{\alpha_{12}+\alpha_{22}}{\gamma}<\frac{\alpha_{12}+\alpha_{22}}{\gamma}$$

$$\frac{\alpha_{12}+\alpha_{22}}{\gamma}<\frac{\alpha_{12}+\alpha_{22}}{\gamma}$$

$$\frac{\alpha_{12}+\alpha_{22}}{\gamma}<\frac{\alpha_{12}+\alpha_{22}}{\gamma}$$

$$\frac{\alpha_{12}+\alpha_{22}}{\gamma}<\frac{\alpha_{12}+\alpha_{22}}{\gamma}$$

وتأكيد لذلك أنظر حل المثال رقم (٧) فى الوسط الحسابى وهو نفسه المثال رقم (٣) بالوسط الهندسى ، وهو نفسه المثال رقم (٣) بالوسط التوافقى من هذا الفصل حيث كان متوسط الطول للتلميذ فى هذه العينة كما يلى على الترتيب:

س = ۱٤٠,۱۲ سم

هـ = ۱۳۹٫۹ سم

ق = ۱۳۹٫۳۵ سم

تمارين

 ١ - فيما يلى جدول تكرارى يوضح الأجرة الأسبوعيه لعدد من العمال بإحدى الورش .

الاجمالي	٧٠_٦٠	-01	٠٤٠	-4.	-4.	-10	فئات الأجر
4.	10	40	٣٠	١٠	٨	۲	عدد العمال

والمطلسوب :

ابحاد

١ - الوسط الحسابي للأجر الأسبوعي بالورشه.

أولا: بالطريقة المباشرة .

ثانيا: طريقة الوسط الفرضي

ثالثا : طريقه الانحرافات المختصره

٢ ـ سيط الأجر.

٣ - منال الأجر ، حسابيا ، وبيانيا

(۲) فيما يلى توزيع تكرارى لصناديق التأمين الخاصة على حسب فئات المال الإحتياطى فى عامى ١٩٩٢/٩٣، ١٩٩٤/٩٣، فى ج.م.ع . (القيمة بالمليون جنيه)

الاجمالى	۲۰۰ ₋ ۲۰۰	-100	-01	-10	-1	أقل من ١	فله المال الإحتياطي (ف)
202	١	۲	۲	۳٠	12.	174	عددالصناديق(٩٣/٩٢)ك١
٤٠٥	٣		٥	40	170	144	عددالصناديق(٩٤/٩٣)كم

المطلوب:

- ١ ـ متوسط المال الإحتياطي لمجموعه الصناديق في كل عام .
- ٢ ـ لماذا اختلف هذا المتوسط عام ٩٣/٩٢ عنه في عام ١٩٩٤/٩٣ .
- (٣) الجدول التالى بمثل عينة عدد حالات الطلاق التى تمت بإحدى
 المدن في عام مصنفة طبقاً لمدة الحياة الزوجية بالسنين.

04.	-40	-10	-0	-1	۳-	٠, ٢	٦-١	أقل من سنه	مدة الحياة الزوجية بالسنين (ف)
۲	٣	٦	٩	١.	۲.	٤٠	٣٠	۰۰	عدد حالات االطلاق ك

المطلوب :

متوسم مدة الحياة الزرجية في المدينة المذكورة لهذه العينة كوسط حسابي، وسيط، ومنوال، حسابيا، وبيانيا.

 (٤) فيما يلى توزيع تكرارى لعينه من العمال طبقا لعدد أيام البطاله خلال عام.

-	0_41	۲۰_۱٦	10.11	۱۰-۸	٧_٤	٣-١	فئات عدد أيام البطاله (ف)
Г	۲	1.	٨	10	۵۲	٦.	عدد العمال (ك)

والطلوب .

تقدير متوسط عدد أيام البطاله السنويه للعامل الواحد فى العينه السابقه . سواء أكان وسطا حسابيا أو وسيطا أو منوالا .

(٥) الجدول التالى لتوزيع تكرارى لعدد ١٠٠ أسرة موزعه على حسب الأنفاق الشهرى على بند الغذاء للأسرة الواحدة بالجنيه .

بموع	الم	۸۰۰ فاکثر	-0	-4	-4	-10.	-1	الدخل الشهرى بالجنيه
7.		٦.	72.	1	٨٠	٧٠	٥٠	عدد الأسر

والمطلوب :

- (أ) حساب المتوسط المناسب لإنفاق الأسرة على بند الغذاء للعينه السابقه.
 - (ب) إستنتج الوسط الحسابي لهذا الانفاق من التوزيع السابق.
- (٦) قارن بين الوسط الحسابي ، والوسيط ، والمنوال لتوزيع الايرادات للمبيعات السنويه في صناعتين مختلفتين (أ) صناعه السجاد ، (ب) صناعه الحديد والصلب والموضحه والجدول التالي :

صفقات الصناعة (ب)	عدد ال الصناعة (أ)	الإيرادات السنويه (بالألف جنيه)
(4) 4000.	(,,	(بدعت جبود)
1	٥	-1.
٤	1.4	_10
١٠	٧٠	_ 7.
10	١٠	_40
14	1	_0.
٧٠	٦٠	_4.
۳۰	ź	-4.
٧٠	4	_1
٥٠	۲	_10.
177	٣	_7
10.	1	0
££•	440	الاجمالى

(٧) فيما يلى التوريع النسبى لكل من العمال والموظفين في إحدى
 الشهرى بالجنيه .

7.	١٠٠٠-٨٠٠	-0	- ***	_7	-10•	-1	فنات الأجر الشهرى
1	1.	10	٣٠	70	10	٥	نسبه العمال ٪
١	٨	٤٥	40	10	٥	٧	نسبة الموظفين ٪

المطلوب :

(أ) حساب كل من الوسط الحسابى ، ووسيط الأجر الشهرى لكل من العمال والموظفين .

(ب) إذا علمت أنه بالشركة ٥٠٠ عامل ، ٥٠ موظف إستنتاج الوسط الحسابي للأجر الشهرى لجميع العاملين بالشركة .

(A) احسب منوال الأجر للعمال، ومنوال الأجر للموظفين حسابيا، وبيانيا
 من الجدول السابق.

(٩) احسب مقياس النزعه المركزيه الذى تراه مناسبا التوزيع التكرارى
 التالى ، ثم اذكر سبب إختيارك لهذا المقياس .

- £ •	-4.	_ 40	-4.	أقل من ٢٠	ن
٠,١٥	Ť	۰,۳٥	٠,٢٠	٠,١٠	(ك) النسبى

(١٠) البيانات التاليه عباره عن كميه الأمطار بالمليمنر التي سقطت على مدينه بيروت خلال (٤٠) سنه) متناليه :

Y7,Y•	79,7.	79,17	40,95	44,50
YV, £ .	24,21	44,44	10,01	٣٤,٩٠
79,17	71,11	77.11	34,77	٣٠,٢٠
44,90	44,10	75.77	44,	40,14
٠٢,٨٢	۳ ٦,۸۰	40,40	45,	47,17
40.11	77,7.	77.11	۲٦,٠٠	47,77
۲۸,٦٠	47,17	71,41	27,77	44,
۲۸,٤٠	۲۸,۹۰	74,71	٣١,٩٩	٣0,٠٠
,		,		

المطلوب :

(أ) تبويب البيانات السابقه في صورة جدول تكراري منتظم طول فله (٢ مليمتر) مبتدأ بالفئه (٢٢ ـ) .

(ب) إحسب كل من الوسط الحسابي ، والوسيط ، والمنوال مع الحكم على شكل التوزيع .

(١١) إحسب الوسط الحسابي العام من البيانات التاليه .

$$\begin{array}{lll}
10 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
10 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
10 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
10 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
10 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
10 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
10 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
10 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
11 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
12 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
13 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
14 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
15 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
16 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
18 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
19 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
10 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
10 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
10 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
11 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
11 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
11 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
12 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
13 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
14 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
15 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
16 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
17 & \downarrow & \downarrow$$

(أ) الوسط الحسابي (ب) الوسيط (جـ) المنوال للتوزيع التكراري التمرين رقم (٢٢) في تمارين (١) السابقه.

(١٣) اذا علمت أن :

التكرار المعدل النسبى = التكرار المعدل ÷ مجموع التكرارات المعدله التكرار النسبى المعدل = التكرار النسبى ÷ طول الفئه

فأثبت أن :

المنوال المحسوب من التكرار المعدل النسبي يساوى المنوال المحسوب من التكرار النسبي المعدل .

(١٤) أوجد الوسط الهندسي للقيم التاليه:

7, 1, 9, 7, 0, 17, 17, 18

(١٥) قارن بين الوسط الحسابى والوسط الهندسى والوسط التوافقى
 التوزيع التكرارى التالى لعينه من عمال أحد المصانع:

040	-٣٠	- 40	-4.	-10	-1•	-0	مدة التغيب بالايام
٨	17	10	۰۰	٣٠	40	١٠	عدد العمال

(۱۲) قطعت طائرة ۱۰۰ میل بسرعه ۲۵۰ میل فی الساعه ثم ۲۰۰ میل التالیه بسرعه ۷۰۰ میل فی الساعه ثم ۳۰۰ میل تالیه بسرعه ۸۰۰ میل فی الساعه ، احسب مترسط سرعه الطائرة .

(١٧) إحسب الوسط الحسابي والوسط الهندسي والوسط التوافقي لا رقام
 من ١ إلى ٢٠ ثم تحقق من أن من » هـ › ق

(١٨) فيما يلى جدول تكرارى لحجم الودائع فى أحد البنوك (بالألف جنيه) لعينه من عملاء هذا البنك .

10	-5	٠٠٠.	-1	-01	-40	فله الودائع
۰۰	1	1	۰۰	10.	٣٠٠	عدد العملاء

المطلوب

- (أ) الوسط الحسابي ، والوسيط ، والمنوال لهذا التوريع .
- (ب) استخدام بيانات الوسط الحسابى والوسيط من في الحكم على شكل التوزيم .
 - (ج) الوسط الهندسي والوسط النوافقي لهذا التوزيع .

الفصيل الخيامس مقياييس التشيتي

Measures Of Disporsion

مقدمة عامة :

في الفصل السابق - المتوسطات - تم تلخيص بيانات الظاهرة موضوع الدراسة في صورة رقم واحد - الوسط العسابي أو الوسيط المنوال ... الخ . لكن قيم المتوسطات السابقة لا تعطى صورة كاملة عن خصائص أو توزيع الظاهرة موضوع الدراسة ، ذلك أنها لا تكفي لاعطاء فكرة عن درجة التجانس أو الإختلاف - التباين - بين قيم هذه الظاهرة ، وللأمر السابق أهمية كبيرة خاصة إذا تطق الأمر بمقارنة مجموعتين أو أكثر من البيانات الإحصائية .

تعريف التشتت وأهميتة.

التشتت في مجموعة من القيم يقصد به التباعد بين مفرات هذه المجموعه أو التفاوت والإختلاف بينها ، وهذا التفاوت أو التشتت قد يكون صغيراً إذا كانت قيم مفردات المجموعة قريبة من بعضها البعض، بينما يكون التشت كبيراً إذا كانت هذه القيم بعيدة عن بعضها البعض.

ونظراً لأنه من النادر تساوى كل من أعمار مجموعة من الطلبة أو أوزانهم أو أطرالهم، كما أنه نادراً ما تتساوى تقديرات نجاح جميع الطلبة في أى سنة دراسية، لكن من الطبيعي أن يوجد اختلاف بين أعمار هؤلاء الطلبة أو أوزانهم أو أطوالهم، وهكذا بالنسبة لتقديرات نجاح الطلبة في سنة دراسية ما • • • وهكذا الأمر في باقي الظواهر الأخرى.

لكل ما تقدم فإن القيمة التى تعديرها ممثله لمجموعة من القيم -المتوسطات - لأبد أن تكون مصحوبة بقيمة أخرى تقيّس لنا مدى تباعد هذه القيم أو قريها من بعضها أو المتوسط لأنه إذا كبر مقياس التشتت إلى درجة كبيرة، فإن مقياس المتوسط يفقد أهميت كقيمة ممثله لمجموعة القيم والمكس صحيح إذا كان مقياس التشتت صغيراً ، فنزداد أهمية مقياس المتوسط كقيمة ممثله لمجموعة القيم (في البحث الإحصائي) .

لهذا فإن مقدار التشتت يعتبر مقياساً لقياس تجانس أو تشتت البيانات الاحصائية أو عدم تجانسها في ظاهرة ما .

والأمثلة التالية تومنح لنا ما تقدم.

منسال (۱) :

ما يلى مجموعتين متساويتين من مفردات القيم عند ١ ومجموعاً (عدد القيم في كل منها ٨ قيم ومجنوعها ٨٠).

المجموعة (١) ومفرداتها : ١ ، ٣ ، ٥ ، ٩ ، ١٠ ، ١٠ ، ٢٠ ، ٢٠ ، ٢٠ ، ٢٠ المجموعة (٢) ومفرداتها : ٢٠ ، ٢٠ ، ٢٠ ، ٢٥ فيمكن قياس الوسط العسلين اتكل منها كمايلي :

$$1 = \frac{\Lambda}{\Lambda} = \frac{\Lambda}{0} = \frac{\Lambda}{0} = \frac{\Lambda}{0}$$

$$1 = \frac{A}{A} = \frac{A}{i} = \sqrt{\frac{A}{i}} = \sqrt{\frac{A}{i}}$$

ونظراً لأن الوسط العسابي لهما واحداً وهو القيمة (١٠) فكان يمكن النان بأن توزيعهما واحد أيضاً ، لكن الواضح أن توزيع مفردات المجموعة (١) تختلف عن توزيع مغردات المجموعة (٢) تماماً ، أى أن هناك إختلاف أو تباين بين مغردات مجموعتي القيم برغم إشتراكهما في المتوسط، أو بمعلى آخر هناك عدم تجانس (تشتت) بين بيانات مغردات المجموعتين.

والسؤال الآن : ما هي المقاييس التي تقيس لذا مدى تشتت أو تباعد القيم أو بمعني آخر مقاييس التشت المختلفة .

مقاييس التشتت المختلفة ،

هناك مقابيس متعددة للتشتت ، منها مقابيس تكون من نفس نوعيه وحدات الظاهرة التى نقوم بدراستها ، يطلق عليها مقابيس التشتت المطلق ، ومقابيس أخرى نسبية أى فى صورة نسبة ملوية مختلفة عن وحدات الظاهرة موضوع القياس يطلق عليها مقابيس التشتت النسبى، والأخيره تتميز بصلاحيتها للإستخدام عند المقارنة بين مجموعتين مختلفين من حيث وحدات القياس للظراهر ، وهو ما لا يمكن إجراؤه باستخدام مقابيس التشتت المطلقه لإختلاف نوعة وحدات القياس بينهما .

أولا : مقاييس التشتت المطلق :

هناك عدة مقاييس إحصائية لقياس النشئت المطلق تختلف فيما بينها من حيث الدقة، والسهرلة، والأساس النظري الذي ييني عليه كل منها ومن أهمها:

Range: المسدى (١)

ويعتبر من أسهل وأبسط مقاييس التشتت، وإن كان ليس أدقها وهو يمثل الغرق بين أكبر قيمة وأصغر قيمة بين مغردات الظاهرة موضوع الدراسة أي أن:

المدى لمجموعة من القيم = أكبر قيمة _ أصغر قيمة (في نفس المجموعة)

مشـــــال (١) : في المثال رقم (٢) في الفصل الثالث الخاص بتوزيع أطوال ٥٠ تلميذاً باحدى الفصول الدراسية ، إحسب المدى لتوزيع أطوال التلاميذ في الفصل كمينة لأطوال التلاميذ في السنة الدراسية .

الحسل:

حيث أطول تلميذ في المجموعة بيلغ طوله ١٥٤ سم ، وأصغر تلميذ في المجموعة بيلغ طوله ١٧٥ سم وعليه فـإن :

المدى = ١٥٤ _ ١٧٥ = ٢٩ سم

 مدى الطول في العينة الأخيرة = ١٦٠ _ ١٢٠ = ٤٠ سم .

وعليه يمكننا القول بأن العينة الاولى للتلاميذ فى مثال (١) ألَّل تشتناً من العينة الثانية فى مثال (٢) لأن العدى فى الأولى بلغ ٢٩ سم والعدى فى الثانية بلغ ٤٠ سم.

وبمعنى آخر فإن العينة الثانيه أقل تجانساً من العينة الأولى ، أى أن أطوال التلاميذ في العينة الأولى أكثر تقارباً ـ أو أقسل إختلافا ـ من العينة الثانية .

مثـال (٢) أوجد المدى فى المثـال رقم (٢) بالفصل الثـالث والخـاص بالتوزيع التكرارى لأطوال مجموعة التلاميذ .

الحسل : حيث أن التوزيم التكراري لأطوال التلاميذ كان كما يلى :

المجموع	100_129	_127	_177	-181	-(10)	نت
۰۰	7	۱۲	10	11	٦	설

فإن المدى في التوزيعات التكرارية هنا هو الفرق بين الحد الأعلى للفئة الأخيره ، والحد الأدنى للفئة الأولى .

اي ان :

المدى فى التوزيع التكراري – الحد الأعلى للغه الأخيره فى التوزيع ــ الحد الأدنى للغة الأولى فى التوزيع و في مثالنا = 100 ــــ ١٧٥ = ٣٠ سم .

مشال (3) أما المدى لعدد أيام الغياب في المثال رقم (\bar{Y}) في الفصل الثالث أيضا -77 - 1 - 77 يوما.

ويعيب المدى كمقياس للتشتت المطلق ، عدم الدقة ، نظراً لإعتماده في

القباس على فيمتين فقط - أو حدين فقط - وهما أكبر وأصغر قيمة في مجموعة القيم أو المحدودة الأعلى للفئة الأخيرة والحد الأدنى للفئة الأولى في التوزيع التكراري ، وقد يكون إحداهما أو كلاهما متطرفاً بينما القيم الأخرى متجمعة بالقرب من بعضها البعض.

لذلك عادة مايستخدم المدى عندما نرغب فى قياس تقريبى سريع لمدى تشتت المفردات درن الاهتمام بالدقة فى القياس الوحدين يكون للمفردات المنطرفه أهمية خاصة، كتوزيعات درجات الحرارة على سبيل المثال ، حيث تعلن درجات الحرارة اليومية بأعلى درجه وأدنى درجه (العظمى والصغرى) خلال اليوم كما يشيع إستخدام المدى فى حالات ضبط مراقبة جودة الإنتاج .

(Y) نصف المدى الربيعي (الإنحراف الربيعي) Quarti Deviation

وهو مقياس آخر للتشتت المطلق ، ويمقتضاه نتلاشى العيب الموجود بالمدى المطلق السابق ، وذلك بالإعتماد على قيمتين آخرتين هما الربيع الأعلى والربيع الأدنى .

فنظراً لأن الربيع الأدنى (ر,) يقع فى نهاية الربع الأول (٢٥ ٪) من مجموعة القيم بعد ترتيبها تصاعدياً والربيع الأعلى (رج) يقع فى نهاية الربع الثالث أى فى نهاية (٧٥٪) منها كما يلى:



وبالطبع أي مقياس تشتت يأخذ في الاعتبار المدى بينهما (ر _ _ ر)
سيضمن عدم تأثره بالقيم المتطرفة ، أو الشاذة ، والتي عادة ما نقع في بداية
القيم أو في نهايتها ، وذلك بإستبعادنا كل من القيم التي تسبق الربيع الأدنى
(ر) وبعد الربيع الأعلى (ر) وبذلك الإجراء نضمن عدم تأثره بمثل هذه القيم
المتطرفة ، حيث تنحصر القيم ذات الأهمية في مجموعة القيم بينهما والذي
نطلق عليه المدى الربيعي أو الإنحراف الربيعي.

لكل مانقدم فإنه من المنطق والأفضل الإعتماد على منطقة المدى الربيعية، عدد حساب نصف المدى الربيعي والذي يفسر على أنه معدل إختلاف الربيع الأعلى أو الربيع الأدنى عن الوسيط في التوزيع التكراري وذلك لأن نصف المدى الربيعي (الانحراف الربيعي) .

أى = قِمهَ الربيع الأعلى - قِمهَ الربيع الأدنى .
$$(- (\frac{V}{V})) = (\frac{V}{V})$$

مثال (٥) : أوجد نصف المدى الربيعي في المثال رقم (٣) السابق.

الحسل:

من العثال رقم (٩) في العبحث الثاني من الفصل الرابع السابق نجد أن: قيمة الربيع الأدني (رم) = ١٣٤,٥٥ سم

قيمة الربيع الأعلى (رم) = ١٤٥,٧٥ سم

وعليه فسإن :

مشال (٦) إحسب نصف المدى الربيعى فى التوزيع التكراري التالى الذالي الذالي التالي التالي التالي التالي التالي المصانع .

المجمسوع	٦٠_٥٠	<u>-</u> £•	-4.	-1.	_0	فلة الأجر اليومي (ف)
41.	٤٠	٧٠	1	٣٠	4.	عدد العمال (ك)

الحسل

ملاحظات	ت .م.ص	حدود الفنات	చ	ن
	صفر	أقل من ٥	7.	_0
	۲٠	أقل من ١٠	۳٠	_١٠
ت.م.ص السابق	۰۰	أقل من ٢٠	1	_7.
◄ ٥٢٫٥ ترتيب				
ت . م .ص السابق	10.	أقل من ٤٠	٧٠	_{5.
➤ ۱۵۷٫۵ ترتیبرپ	14.	أقل من ٥٠	٤٠	٦٠_٥٠
	۲۱۰	أقل من ٦٠		
			41.	المجموع

$$\frac{71^{\circ}}{\xi} = \frac{-\frac{1}{4}}{\xi} = \frac{0.70}{100}$$
 $\frac{71^{\circ}}{\xi} = \frac{-\frac{1}{4}}{\xi} = \frac{0.70}{100}$
 $\frac{71^{\circ}}{\xi} = 7^{\circ} = \frac{0.70}{\xi}$
 $\frac{71^{\circ}}{\xi} = 7^{\circ} = 7^{\circ}$
 $\frac{71^{\circ}}{100} = 7^{\circ} = 7^{\circ}$
 $\frac{71^{\circ}}{100} =$

نصف المدى الربيعي (الانحراف الربيعي)

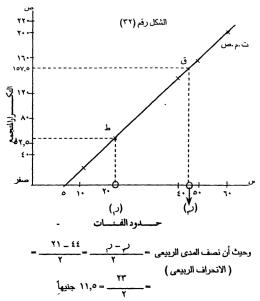
وعادة ما يستخدم نصف المدى الربيعي في الحالات التالية:

- التحدم الوسيط كمقياس المتوسط التوزيع التكراري .
 - ٢ _ أيضا عندما يكون التوزيع التكراري مفتوحاً .
- ٣ ـ وأيضاً عندما تكون هناك مفردات قليلة منطرفة في مجموعة القيم أو
 يكون التوزيم شديد الالتواء
 - ٤ ــ في حالات البيانات الوصفية القابلة للترتيب

مشال (٧) إحسب الانحراف الربيعى فى المثال رقِم (٦) السابق باستخدام أسلوب الرسم البياني :

الحسل :

بعد إعداد الجدول التكرارى المتجمع الصاعد ، وتحديد ترتيب كلا من (ر) ، (ر) فإننا من الرسم البيانى البالى ، نقدر قيمة الانحراف الربيعى كما في الشكل رقم (٣٣) التالى :



وبالطبع تتوقف دقة حساب قيمه الانحراف الربيعى على الدقة فى الرسم البيانى ، لكل ماسيق يعتبر الإنحراف الربيعى أفضل من المدى المطلق كمقياس المشتت، ولكن نظراً لاعتمادهما المدى، والانحراف الربيعى – على مفردتين فقط عند حساب قيمتهما ، وإهمال باقى مغردات الظاهرة موضوع القياس فيعتبرا مقياسين غير جيدين لقياس التشتت، لهذا يعتبرا من مقاييس التشتت غير شأفحة الاستخدم، كما يعيب الإنحراف الربيعى أنه يعتمد على مقياس موضع ،

لذا يعتبر صورة من صور المدى ، كما أنه يهمل ٥٠٪ من بيانات الظاهرة موضوع الدراسة ، لذا كان لابد من البحث عن مقاييس أخرى التشتت المطلق يفكر وأساس مختلف عما سبق.

Mean Deviation : ٣ _ الإنحسراف المتوسط

كلا من المدى المطلق ونصف المدى الربيعى ، قاما على فكرة قباس نشتت مجموعة قيم الظاهرة عن بعضها البعض ، وبمعنى آخر مدى الإختلاف بين القيم المختلفة لمفردات الظاهرة موضوع الدراسة ، لكن عند دراستنا لموضوع المتوسطات إتفقنا على أنه من الممكن تلخيص مجموعة من القيم لظاهرة ما في رقم واحد هو المتوسط ـ الوسط الحسابي ، الوسيط ، المنوال ومن ثم فإن الإنحراف المتوسط سيعتمد على قياس التشتت بين قيم مفردات الظاهرة عن متوسطها وليس عن بعضها البعض كما هو الحال في المقابيس السابقة التشتت ، على أنه من المغضل إستخدام انحراف القيم عن وسطها الحسابي (م) دون باقي المتوسطات .

وماسبق يعنى حساب الغرق بين كل قيمة من قيم الظاهرة (ω) والوسط الحسابى لمجموعة القيم ($\overline{\omega}$)، ومما لأشك فيه أن التشتت حول هذه القيمة ($\overline{\omega}$) يكون كبيراً أو صغيراً حسب ما تكون عليه هذه الغروق كبيرة أو صغيرة في مجموعها.

^(*) المبحث الأول : الفصل الزابع

والتخلص من المشكلة السابقة عند حساب الانحراف المتوسط وحتى يكون له قيمة ومعنى ، فإننا سنهتم بالقيم المطلقة للانحرافات $| w - \overline{w} | s$ وبالتالى مجموع إنحرافات القيم المطلقة عن وسطها الحسابى أى مجر $| w - \overline{w} | s$ وهذا يعنى تجريد هذه الانحرافات من إشاراتها الجبرية السالبة وذلك بإهمال مثل هذه الإشارات السالبة (s) ونتصور أن كل الانحرافات مرجبة.

والمحصول على الانحراف المتوسط فإننا نقسم مجموع هذه الفروق بعد اهمال إشارتها السالبة (مجـ | س ـ س |) على عدد القيم اسيعطى لنا قيمة الانحد اف المتوسط . `

(أ) الانحراف المتوسط لقيم كمية غير مبوبة :

مثـــال (A) أوجد الانحراف المتوسط لدرجات عينــة مكونــة من ١ طلاب في مادة الرباضيات التالية :

الحسل :

حيث س تمثل القيم ، ش تمثل الوسط الحسابي لمجموعة هذه القيم ، ن عدد مغردات هذه القيم .

^(*) سبب أهمال إشـارة الاتمرافات السالية ، هو أننا ننظر إلى الإنـمـراف بإعنباره مجرد فرق بين القيمة واستوسد بصرف النظر عن كون هذا الغزق بالنقس أو بالزيادة ، لأن التشت الذي نزيد قياسه لايموز بين النقس والزيادة عن المترسد بل يهتر بمكار البعد عنه .

أى أن التشتت حول الوسط الحسابي بيلغ ٢٢,٥ درجه .

(ب) الانحراف المتوسط للقيم الكميسة المبوبة (التوزيعات التكرارية)

لإيجاد الانحراف المتوسط من بيانات مبوية نتبع الخطوات التالية:

١ _ إيجاد الوسط الحسابي (س)

۲ _ حساب الانحرافات المطلقة | ح | وهي تساوى | س _ س | حيث
 س مراكز الفدات

 م. بقسمة مج (| س – س | ك) على إجمالي التكرارات مج (ك)
 نحصل على الانحراف المتوسط

أى أن الانحراف المتوسط =
$$\frac{1}{\Delta - 1}$$
 مجد (| س س س |)ك]

مشال (٩): أوجد الإنصراف المتوسط لأجر العامل بالجنب من النوزيم التكراري التالي:

المجموع	70.	<u>-</u> £•	-4.	-1.	_0	فقة الاجــر (ف)
۲۱۰	٤٠	٧٠	1	۳۰	٧٠	عدد العمال (ك)

الحسل:

اس-آناك ای احاد	اں_ترا احا	س ك	مواكزالفنات س	ย	ن
٤٨٨	Y1,1	100	٧,٥	٧٠	_0
٥٠٧	17,9	٤٥٠	١٥	۲.	_1.
19.	1,9	٣٠٠٠	٣٠	1	_4.
777	17,1	9	٤٥	٧٠	_ ٤•
972	77,1	44	٥٥	٤٠	٦٠_٥٠
7771		77		71.	المجموع

لكن نظراً لصعوبة إجراء حسابات هذا المقياس من ناحيه ، ولاهماله الإشارات الفروق السالبة ـ وهي عملية غير منطقية ـ من ناحية أخرى، جعلاه (أى الإنحراف المتوسط) مقياس تشتت غير شائع الإستخدام بين الإحصائين.

(٤) الإنحــراف المعياري Standard Deviation

وهو من أهم وأشهر مقاييس التشتت المطلق على الإطلاق ، ويعتمد فى قياسه أيضاً على مدى تباعد أو تقارب قيم مغردات الظاهرة موضوع القياس عن وسطها الحسابي ، كما هو الحال فى الانحراف المتوسط ، لكن إذا كان الانحراف المتوسط قام على فكرة إهمال الإشارات السالبة للفروق بين القيم ووسطها الحسابي ، فإن الانحراف المعياري يقوم على فكرة أخرى وهى تربيع هذه الفروق (*) ، وذلك كإجراء القضاء على تلاشى مجموع الفروق بين القيم ووسطها الحسابي ـ وبالطبع إجراء عملية تربيع الفروق ، أكثر منطقية من إهمال الإشارات السالبة لهذه الفروق فى الانحراف المتوسط.

بعد إجراء عملية التربيع السابقة لهذه الغروق ، فبقسمة مجموع مربعات هذه الغروق على عددها ينتج لنا مقياس يطلق عليه التباين (Variance) (ويرمز له بالرمز ع اذا كان التوزيع لعينة ، σ اذا كان التوزيع لمجتمع إحصائى) أى أن التباين عبارة عن متوسط مجموع مربع إنحرافات القيم عن وسطها الحسابى (ويكون تعييز التباين وحدة قياس مربعة للظاهرة موضوع الدراسة) أى أن :

^(*) إجبراه عملية التربيع لأى قيمة سالبة تحولها إلى قيمة موجبة ، وهكذا تكون الفروق الساليه بعد اجراء عملية التربيع موجبه .

ا، ع' أو o' - مجه (س - س) كك (لبيانات كمية مبوية)

لكن بأخذ الجذر التربيعي للتباين بنتج لنا الانصراف المعياري (ويكون تمييزه برحدة فياس من نفس نوعية البيانات الأصلية للطاهرة موضوع الدراسة).

وعليه فإنه يمكن تعريف الإنصراف المعياري (ع أو ٥) بأنه :

، الجذر التربيعي امتوسط مجموع مربعات إنحرافات القيم عن وسطها الحسابي أي أن :

ع = \ع' (الفردات عينه إحصائية)

او $\sigma = \sqrt{\sigma}$ (لمفردات مجتمع إحصائي)

أولاً : الإنحراف المعياري لبيانات كمية غير مبوبة.

خطوات إيجاد الانحسراف المعيارى

١ _ حساب الوسط الحسابي (سَ) لمجموعة القيم

٢ _ حساب انحراف القيم المختلفة عن وسطها الحسابي (س _ س) أي ح

" - تربیع الانحرافات السابقة (س _ \overline{u}) أو ح ثم ایجاد مجموعها أی مـــ = (س _ \overline{u}) و وقسمتها علی (u) إی عدد مفردات القیم ینتج لنا متوسط مجموع مریعات الغروق:

 4 ـ بأخذ الجذر التربيعي امتوسط مجموع مربعات الفروق ، ينتج لنا الانحراف المعارى المطلوب :

مشــــال (١٠) أوجد الإنصراف المعيازى للمجموعة رقم (٢) بالمثال رقم (١) في بداية هذا الفصل .

$$(Y)$$
 ($w = \overline{w}$) الانصراف (ح) ۸، ۲، ۱۰، ۳، ۳، ۲۰ صفر، ۱۰۰، ۱۰۰ (۲)

$$\frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{$$

$$(w - w)^{T} = - c$$

$$= A = \begin{bmatrix} V & A = V & A = V \\ V & V & V \end{bmatrix} + \frac{V}{V} + \frac{$$

ويكون:

$$3^{\frac{1}{2}} = \frac{\frac{\lambda + v}{v}}{v} - \frac{\lambda + v}{v}$$

$$\frac{\lambda + v}{v} = \frac{\lambda + v}{v}$$

$$\frac{\lambda + v}{v} = \frac{\lambda + v}{v}$$

ومما لاشك فيه أن حساب النباين (ع) أو الانحراف المعياري (ع) بالطريقة الثانية تكون أكثر ملاءمة من حيث العمليات الحسابية ، ويتضح ماتقدم من حل المثال التالي :

مشال (١١) حل المثال رقم (١٠) السابق باستخدام الطريقة الثانية:

 $A^{\circ} = Y^{\circ} + Y^{\circ} + Y^{\circ} + A^{\circ} + Y^{\circ} + X^{\circ} + Y^{\circ} + Y^{$ 770 + 200 + 100 + 78 + 37 + 17 + 17 + 200 - 200

$$-09,70 - 10 - 109,70$$

 $-09,70 - \sqrt{3}$ $-\sqrt{9}$ (i.e.) $-\sqrt{9}$ (i.e.) $-\sqrt{9}$ (i.e.)

$$\frac{1}{1 \cdot 3} = \sqrt{\frac{\Lambda + 10^{1}}{0}} - (\frac{\Lambda + 10^{1}}{0})^{7} - (\frac{\Lambda}{0})^{7} - (\frac{\Lambda}{0})^{7}$$

ثانياً : الإنحراف المعياري لبيانات مبوبة (توزيعات تكرارية):

مشال (١٢) أوجد الإنحراف المعياري للتوزيع التكراري التالى:

المجموع	100_189	_127	-157	-181	_170	فشة الطول (ف)
ò	7	17	10	11	7	عددالتلاميذ(التكرار) ك

الحـــل :

الطسريقــة الأولـــى :

(س ــ سَ) ^۲ ك	۲ _{(س} _ س) ^۲	ح:(س_س)	س ك	مواكــز الفـــــات س	4	ن
M1,778	187,498	17,17_	YZA	174	۲	_170
111,991	47,505	٦,١٢_	1272	١٣٤	11	_171
۰٫۲۱۰	٠,٠١٤	-۱۲٫۰	۲۱۰۰	12.	10	_177
£1£,AAA	8 £,0 9 £	۰٫۸۸	1404	127	۱۲	_127
A£7,A•£	151,185	11,44	917	107	3	100_119
1000,11 •		17,77+ 14,77_ •,7•	77		۰۰	المجموع

الطريقة الثانيــة : (تكون أكثر ملاءة من حيث تسهيل العمليات الحسابية).

وهناك أكثر من أسلوب لايجاد الانحراف المعياري ١ - الأسلوب المباشر (باستخدام اليسانات الخسام):

وتتخلص خطوات الاسلوب المباشر فيما بلي:

١ - حساب مراكز الفئات (س) في التوزيع التكراري .

للحصول على المحرب كل تكرار (ك) في مركز كل فئة مناظر (س) للحصول على (س ك) ويجمع العمود (س ك) نحصل على (مجس ك) .

 $^{\circ}$ – ضرب كل رقم فى عمود ($^{\circ}$ ك) فى الرقم المناظر له من العمود ($^{\circ}$ له من العمود ($^{\circ}$ ك) وبجمع عناصر ذلك العمود نصل على (مج $^{\circ}$ ك) .

غ ـ نطبق الصيغة التالية للحصول على الانحراف المعيارى بالاسلوب
 المباشر .

مشال (۱۳) أوجد الإنصراف المعيارى في المثال رقم (۱۲) السابق بالأسلوب المباشر:

الحـــل :

س*ك	س ك	س	2	ُ ن
9220 \$	Y 1A	174	٦	_170
194017	1272	١٣٤	١١	_171
792	71	12.	10	_177
797007	1404	157	۲	_127
14714	414	107	٦	100_119
9.42777	77		٥٠	المجمسوع

- V777771 _ 17,777 P1 - 17,777 P1 - 17,777 P1

= ۷,۱٥ سـم

٢ _ أسلوب الوسط الفرضى :

من المفضل لتسهيل المعليات الحسابية إستخدام وسط فرضى بدلاً من إستخدام الوسط الحسابي الحقيقى، كما فى الطريقة المباشرة السابقة ، حيث لا يتأثر الانحراف المعيارى - وباقى مقاييس التشتت الأخرى - لتوزيع تكرارى معين بالتحويل الناتج عن عمليات الجمع أوالطرح ، أى أن إضافة إى قيمة ثابتة أو طرحها من القيم لن تؤشر على قيمة الفروق بين هذه القيم ، ومن ثم لا تؤثر على قيمة مقياس التشتت الأصلى - الانحراف المعيارى هنا :

١ _ حساب مراكز الفئات (س) في التوزيم التكراري .

- $Y = \frac{1}{2}$ ويفضل المركز الذى يقع أمام أكبر تكرار . أكبر تكرار .
- 7 حساب الغرق بين مركز كل فئة (س) والوسط الغرضى المختار (أ) أى (س _ أ) وسنرمز له بالرمز (ح)
- 4 ـ بضرب الإنصراف (ح) لكل فلة فى تكرار نفس الفلة نحصل على (مدحك) . (حك) ربجمع عناصر العمود (حك) .
- ه ـ بضرب (ح ك) لكل فئة في الانصراف لنفس الفئة (ح) نحصل على (ح ك) وبجمع عناصر العمود (ح ك) نحصل على مجرح ك) .
- لانحراف المعيارى بأسلوب الوسط الفرضى .

مشـــال (18) : أوجد الانحراف المعيارى في المثال رقم (١٣) السابق بأسلوب الوسط الفرضي :

ح'ك	ح ك ا	(س <u>-</u> أ)	مي	์ คี	ن
A9£	VY_	- 17_	174	7	_140
441	11_	7_12	١٣٤	11	_181
صفر	صفر	مفر	12.	. 10	_147
٤٣٢	VY+ "	٦+	157	۲	_128
ATE	YY +	14+	104	٠٦ -	100_159
7007	188+ 188_ 1+		151	۰۰	المجموع

= ٧,١٥ سم (وهي نفس النتيجه بالأسلوب المباشر)

٣ ـ أسلوب الانحرافات المحتصرة :

من المفضل لتسهيل العمليات الحسابية ... فى التوزيعات التكرارية -إستخدام أسلوب الانحرافات المختصرة ، حيث تختلف عمليات الضرب أو القسمة عن عمليات الجمع أو الطرح فى التأثير على مقاييس التشتت ومنها الانحراف المعبارى - ذلك أن ضرب الفروق أو قسعتها على رفم ثابت (ث) سيوثر على قيمة هذه الفروق ، وعليه فإنه اذا كان الدينا إنحراف (ح) وضريناه فى (ألى أي فإنه سينتج لنا فروق جديدة نطلق عليها الفروق المختصرة (أو المعدلة) ونرمز لها بالزمز ح أى أن ح حقى، وعليه فإنه تتخلص خطوات الحصول على الانحراف المعيارى بأسلوب الانحرافات المختصرة فيمايلى :

(٣، ٢، ١) نفس الخطوات في أسلوب الوسط الفرضي (السابق) .

٤ ـ بقسمة الانحراف ح على مقدار ثابت (ث) نحصل على الإنحراف المختصر (خ) .

مـ بضرب (ح) بكل فئة فى تكرار نفس الفئة نحصل على (ح ك)
 وبجمع عناصر العمود (ح ك) نحصل على مجر(ح ك)

٦ ـ بضرب (ح ك) لكل فلة في الإنصراف المختصر (ع) نحصل على (ح ك) بجمع عناصر العمود (ع ك) نحصل على مجراح ك) .

٧ ـ نطبق الصيغة التالية ، للحصول على الإنصراف المعيارى بأسلوب
 الانحر افات المختصرة .

حيث (ل) طول الغنات فى التكرار المنتظم أو ث المقدار الذي يقبل الانصرافات (ح) القسمة عليه بدون باق .

مشال (10) أوجد الانصراف المعيارى فى المثال رقم (١٣) السابق بأسلوب الانصرافات المختصرة :

ڪ 'ك	ځك	<u>\(\frac{\zeta}{J} = \frac{\zeta}{\zeta} \)</u>	۲	س	. 4	ف
71	14_	٧_	17_	174	٦	_170
11	11_	١_	٦_	١٣٤	11	_171
صفر	صفر	صفر	صفر	15.	10	_177
۱۲	17+	۱+	٦+	127	۱۲	_127
71	17+	۲+	17+	107	٦	100_159
٧١	7£+ 77″_ 1+	ل=٢		11:-1	۰۰	المجموع

$$\begin{array}{c|c} & & & & \\ & & & \\ \hline & & & \\ \hline & & \\ \hline & & \\ \hline & & \\ \end{array}$$

= ٧,١٥ سـم (نفس النتيجه بالأسلوبين المباشرة والوسط الفرضي)

خصائص الانحسراف المعسارى:

 ا ــ لا يتأثر الانحراف المعياري ــ وباقى مقاييس التشتت ــ لتوزيع معين بالعمليات الجبرية الناتجه عن عمليات الجمع والطرح بعكس مقاييس النزعة المركزية أي أن جمع أو طـرح قيمة معينة الى أو من القيم الأصلية للترزيع، ان توثر على قيمة الغرق بين هذه القيم، وبالتالى ان تؤثر على قيمة تشتت الترزيع. بينما يختلف الأمر في حالة المنرب والقسمة فإن التشتت للترزيع الإصلى يساوى التشتت للتوزيع الجديد × في نفس القيمة المصروب فيها في جميع مقايين التشتت ما عدا التباين فإنه يصرب في مربع هذه القيمة.

لاعتبار عند فياسه جميع مفردات النوزيع، ولكنه يعطى
 وزنا للمفردات المنطرفة بعكس نصف المدى الربيعى، من هنا كان من الأفضل
 استخدام نصف المدى الربيعى كمقياس التشتت في حالة النوزيعات شديدة الالتواء.

٣ ـ إن تمييز وحدات الانصراف المعارى تكون من نفس تمييز وحدات المتغير الأصلى، لذا لايمكن إستخدامه كأساس للمقارنة بين تشتت توزيعين ذات وحدات قياس مختلفة ، كالأجور والانتاج مثلاً ، فوحدة الأولى جنيه ووحدة الثانية متراً أو لنراً أو كجم أو كيلو متر أو وحدة المانية متراً أو لنراً أو كجم أو كيلو متر أو وحدة المعة من نوع ما

 ٤ ـ نظراً لانه يتأثر بالوسط الحسابي المجموعة مفردات الدراسة، لذا لايمكن استخدامه المقارنة توزيعين من نفس النوعية لكن وسطها الحسابي مختلف ولنفس السبب لايستخدم في حالة التوزيعات التكرارية المفتوحة

 م. يفضل إستخدامه حين لا يكون قياس التشتت للظاهرة هو نهاية التحليل الاحصائى، بل أنه بداية لعمليات إحصائية أخرى أكثر أهمية ، ونعنى بذلك الإستنتاج الإحصائى بشقيه التقديرات الإحصائية والإختيارات الاحصائية .

٦ ـ نظراً لأنه يدخل فى تركيب معادلة التوزيع المعتدل المعيارى ، لذا يستخدم على نطاق واسع الغالية فى نظرية التقديرات ، وفى الإختيارات الإحصائية ، كما أن هناك توزيعات إحتمالية أخرى لها أهميتها مثل توزيع ذو الحدين ، وتوزيع بواسون والتى يمكن تحويل متغيرات هذه التوزيعات الى التوزيع المعتدل المعيارى والأخير بالغ الأهمية أيضاً فى حالات الاستنتاج الاحصائى .

٧ ـ ومع كل ما تقدم يعتبر الانحـراف المعيارى أفضل تقدير كمقياس للتشتت للعينات وذلك لانه أكثر استقراراً من باقى مقاييس التشتت الأخرى) بسببب ثبات قيمته من عينة إلى أخرى من نفس المجتمع من ناحية ، ومن ناحية أخرى يعتبر الانحـراف المعيارى أحسن تقدير للتشتت الحقيقى للمجتمع الإحصائى يعد استبدال ن بـ (ن ـ ١) . علاقات هامة بين الانحراف المتوسط ، والانحراف الربيعى ، والانحراف المعياري في التوزيعات التكرارية شبه المتماثله (القريبة من الإعتدال) :

أولاً : الانحراف المتوسط =
$$\frac{1}{0}$$
 الانحراف المعيارى أي أن ور ور = $\frac{1}{0}$ σ (أوع) ثانياً : الانحراف الربيعي = $\frac{7}{1}$ الانحراف المعياري أي أن ور و = $\frac{7}{1}$ σ (أوع)

وتترتب هذه العلاقات على خاصية التوزيع المعتبل حيث الانحراف المتوسط = (۲۹۷۹) من الانحراف المعياري ، كما يكون الانحراف الربيعي (۲۶۷۶) من الإنحراف المعياري . (۲۶۵۶) من الإنحراف المعياري .

ثانياً ، مقاييس التشتت النسبي

Measures of Relative Disporsion

إذا أردنا من دراستنا للانحراف المعيارى - أو أى مقياس آخر للتشتت المطلق - مقارنة تشتت مجموعتين أو أكثر من الظواهر مختلفة فى وحدات القياس، حيث سبق أن تبين لذا إن أى مقياس من مقاييس التشتت المطلق السابقة يعبر عنه بالوحدات الأصلية للمتغير أو للظاهرة التى نقيسها، وعليه لا يمكن مقارنة إنحراف معيارى للأجور وليكن ٦ جنيهات، بانحراف معيارى لوقت الإنتاج وليكن ٦ دقائق ، ذلك أن عملية المقارنة السابقة لتشتت الظاهرتين تكون مستحيلة لأذا للف وحدات القياس فيهما، فليس من المعقول مقارنة الجنيهات بالدقائق.

وأيضاً استخدام التشتت المطلق كأساس للمقارنة قد يكون خاطئاً عند مقارنة ظاهرنين لهما نفس وحدات القياس، لكن هناك إختلاف بين كل من وسطهما الحسابي وانحرافها المعياري.

فمشلاً : إذا كمان هناك عينتين من العمال في أحد المصانع وهما العينـة (أ) والعينة (ب) وكانت بياناته كما يلي :

العينة (أ) العينة (ب) ش (للأجر الشهرى) ۲۰۰۰ من (للأجر الشهرى)

ع (الأنحراف المعيارى للأجر الشهرى) ١٠٠ فإن مقارنـة (ع) لاجـور العينتين يدعونا لأول وهلة للإعتقاد بأن تشتت الأجـور فى العينية (أ) ١٠٠ جنيه أكبر من تشتت الأجـور فى العينة (ب) -٨٠. جنيه ولكن هذا الاعتقاد خاطاً ويرجم ذلك لإختلاف الوسط الحسابى بالعينتين.

ولكن او إستبدانا وحدات القياس - وحدات التمييز - بأعداد مجردة من التمييز؛أى لبس لها تمييز محدد من ناحية، أو فى حالة اختلاف الأوساط الحسابية لظاهرة واحدة من ناحية أخرى، فإن المقارنة تكون متاحة وصحيحة بين الظواهر المختلفة فيماً لو إستخدمنا مقاييس التشتت نسبية، تعرف بمعاملات الاختلاف، ونحصل عليها بقسمة مقياس للتشتت المطلق على مقياس للنزعة المركزية وضرب خارج القسمة في (١٠٠) أي أن :

مقياس للتشتت المطلق معامل الإختلاف (التشتت النسبي) = معامل الإختلاف (التشتت النسبي) = معامل للزعة المركزية

وسنتعرض فيما يلى لنوعين من معاملات الإختلاف :

(١) معامل الإختـ اللف المعيارى: Coefficient of Variation

ويعرف على أنه الانحراف المعيارى معبراً عنه كنسبة ملوية من الوسط الحسابى ، وبالطبع كلما كبر معامل الإختلاف كلما دل ذلك على قوة التشتت بين مفردات توزيع الظاهرة في حين إذا صغر معامل الإختلاف كلما دل ذلك على ضعف التشتت بين مفردات توزيع الظاهرة .

مثـــال (١٦) قارن بين التشتت في كل من التوزيعين التكرارين التاليين: أراهما:

ثانيهما

المجموع	١٠٠٨٠	٦٠	_ ٤ •	_ 7.	_•	درجة النجاح
۰۰	۲	17	٧	٩	10	عددالطابة

الحسل : نظراً الإختلاف وحدات القياس في الظاهرتين ، وحتى يمكن المقارنة بين التوزيعن لابد من استخدام معامل الاختسلاف المعياري كمايلي : التن رسع التكراري للظماهمة الأولى :

ح'ك	ح ك	ζ.	س	2	ف
10	10	٣٠_	١٠	٥	_0
44	14	۲۰_	٧٠	٧	_10
1	١٠٠_	۱۰_	٣٠_	. 1•	_ 40
مسفر	مسفر	صفر	٤٠	- 18	-40
۸۰۰	۸۰+	1.+	٥٠	٨	_10
17	۸۰+	۲۰+	٦٠	٤	_00
14	٦٠+	٣٠+	٧٠	۲	0F_0V

$$\frac{V(\frac{1}{\circ}) - \frac{1}{\circ}}{\circ} = \frac{V(T, \xi_{-}) - V(T, \xi_{-})}{\circ} = \frac{V(T, \xi_{-}) - V(T, \xi_{-})}{\circ} = \frac{V(T, \xi_{-}) - V(T, \xi_{-})}{\circ} = \frac{V(T, \xi_{-}$$

التوزيع التكرارى للظاهرة الثانية :

ح'ك	حك	۲	س	실	ف
٥ź	9	٦٠_	١٠	10	
122	۳٦٠_	٤٠_	٣٠	٩	_ ٢٠
44	12	۲۰_	۰۰	٧	_1.
صفر	صفر	مسفر	٧٠	۱۷	_7.
۸۰۰	٤٠+	۲۰+	9.	۲	۱۰۰_۸۰
٧٢٠٠٠	15 +.3 771		v·-1	۰۰	المجموع

وعليه فإن الظاهرة الثانية - درجات النجاح - أكثر تشتتاً من الظاهرة الأولى - الأجر بالجنية - وذلك لأن معامل الاختلاف في الأولى (٦١,٨٪) أكبر من معامل الإختلاف للظاهرة الثانية (٤٢.٢٪). مثال (١٧) للمقارضة الدقيقة بين العينين (أ) ، (ب) ، التاليتين :

نظراً لأن رحدات قياس العينتين راحدة (جنيه) ، ولكن هناك إختلاف بين الرسط الصمابي للأجر الشهري بين العينتين، فإن المقارنة بين تشتت الأجر على أساس الانحراف المعياري المطلق لن تكون دقيقة .

فلو أخذ بالتشتت المطلق كأساس للمقارنة:

نجد أن تشتت الأجر في العينة (أ) أكبر من تشتت الأجر في العينة (ب) لكن له حسنا معامل الاختلاف المعاري للعنتين نجد أن:

$$(\gamma_3)$$
 للعينة (أ) $=\frac{3}{\bar{w}_1} \times \cdots \times \frac{1}{100} \times \cdots \times \frac{1}{100}$

وتطبيقاً لمقياس التشتت النسبى فى العينتينُ أن التشتت للأُجر فى العينة ((ب) ٣,٣ ٪ أكبر من تشتت الأُجر فى العينة (أ) ٤ ٪ وهو أعكس النتيجة في حالة المقارضة على أساس التشتت المطلق .

ويعيب المقياس النسبى السابق للتشتت (معامل الاختلاف المعياري) مايلى :

(أ) لايمكن إيجاد معامل الاختلاف المعيارى للتوزيعات التكرارية المفتوحة ، بسبب عدم الوصول إلى عنصرى قياس هذا المعامل وهما ش، ع .

(ب) لايمكن ايجاد معامل الاختلاف المعياري من الرسم البياني .

(Y) معامل الأختلاف الربيعي (Quartile Coefficient Variation)

وسنرمز له بالرمر (مر) وعادة ما يستخدم في حالة الجداول التكرارية المفتوحة أو عداستخدام أسلوب الرسم البياني، (لتلافي عيوب معامل الاختلاف المعياري):

معامل الاختسلاف الربيعي .

$$1 \cdot \cdot \times (\frac{r^{2} - r^{2}}{4} \div \frac{r^{2} - r^{2}}{4}) = (\frac{r^{2} - r^{2}}{4}) \times (\frac{r^{2} - r^{2}}{4})$$

$$1 \cdot \cdot \times \frac{h + h}{h - h} =$$

مثال (١٨) حل المثال رقم (١٥) السابق بإستخدام معامل الإختلاف الربيعي . الحسل :

ملاحظات	ت.م.ص	حدود الفشات	ك	ن
	صفر	أقل من ١٢٥	٦	- 170
17,0	٦	أقل من ١٣١	11	- 171
11,5	۱۷	أقل من ١٣٧	10	- 177
₹V,0 ←	77	أقل من ١٤٣	17	- 127
11,	٤٤	أقل من 129	٦	100-119
	0.	أقل من ١٥٥		
			٥٠	المجموع

$$TV,o = T \times \frac{o \cdot}{t} = T \times \frac{d \cdot o}{t} = (v)$$
 ترنیب

مثال (١٩) فيما يلى توزيع تكرارى لأجور عدد ٢٢٠ عاملا في الأسبوع بالجنيه في إحدى المصانم الخاصة :

۱۵۰فأكثر	-9.	-4.	-0•	-40	-40	-10	أقل من ١٥	ف
10	۲۸	٣٦	٤٢	٣٨	79	۲۲,	1.	ك

والمطلوب حساب معامل الإختلاف المناسب للأجور في ذلك المصنع

الحسل:

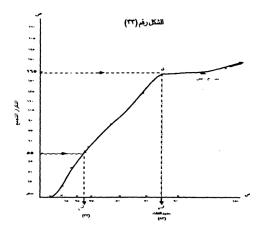
حيث أن الجدول التكرارى مفتوح الطرفين ، لذا فإننا سنعتمد على معامل الإختلاف الربيعي في حل هذا المثال :

ملاحظات	ت.م.ص	حدود الغثات	4	ن
	صفر	أقل من الحد الأدنى	١٠	أقل من ١٥
	1.	أقل من ١٥	77	- 10
00 €	77	أقل من ٢٥	79	- 40
	71	أقل من ٣٥	۳۸	- 40
	99	أقل من ٥٠	٤٢	-01
170	151	أقل من ٧٠	٣٦	- v•
110	177	أقل من ٩٠	٧X	- 4.
	7.0	أقل من ١٥٠	10	١٥٠ فأكثر
	77.	أقل من الحد الأعلى		
			44.	المجموع

$$\frac{47}{100} - \frac{47}{100} - \frac$$

كما يلاحظ أن معامل الإختلاف الربيعي يمكن إيجاده بإستخدام أسلوب الرسم البياني:

مثال (٢٠) حل المثال رقم (١٩) السابق بإستخدام أسلوب الرسم البياني.



منحنى لـورنـز

Lorenz Curve*

يعتبر وسيله بيانيه تظهر مدى التشتت (أو الإختلاف) فى توزيع إحدى الظواهر لمجتمعين أو عينتين مختلفتين لأحدهما خاصيه الأمثليه فى التوزيع ، والشيع إستخدام منحنى لورنز فى إظهار مدى العداله ، والمساواة فى توزيع الظواهر الإقتصاديه وخاصة ظاهرة توزيع الدخل / وتوزيع الملكية الأراضى الزراعية بين الأفراد فى دوله ما أو بين أفراد دول مختلفه أو لبيان أيهما أكثر عداله فى توزيع الدخل أو توزيع الملكية للأراضى الزراعيه مقارنة بخط بيانى يطلق عليه الخط الأمثل التوزيع الملكية للأراضى الزراعيه مقارنة بخط بيانى التوزيع الفعلى الظاهرة عن هذا الخط الأمثل التوزيع كلما عكس ذلك البعد عن العداله أو عدم المساواة فى توزيع هذه الظاهرة والعكس كلما قرب منحنى التوزيع الغطى للظاهرة على الخط الأمثل التوزيع كلما دل على زياده درجه تحقيق العداله الى أن ينطبق منحنى التوزيع الفعلى للظاهرة على الخط الأمثل للتوزيع قلكون قد وصلنا إلى درجه العداله أو المساواه المثلى فى التوزيع للظاهرة موضوع الدراسة ..

ونعنى بالعداله أو المساواة فيما سبق من حيث الدخل أو الملكيه للاراضى الزراعيه هو أن الدخل ككل أو الأراضى الزراعيه ككل موزعه على كافه السكان ككل أيضا بنسب متاظرة ونقصد بذلك أن نسبه معينه من الدخل ولتكن ٢٥٪ مثلا يحصل عليها ٢٥٪ أيضا من السكان ، وهكذا ٧٥٪ من الدخل يحصل عليها ٧٥٪ من السكان أو ٩٠٪ من الدخل يحصل عليها ٩٠٪ من السكان وهكذا الأمر بالنسبة لتوزيع ملكية الأرضى الزراعية بين المسلاك كظاهرة ثانية أو لأى ظاهرة أخرى براد معرفة وضعها التوزيعى.

^(*) د . ماکس لورنز .

من كل مـا نقدم يتضح لنا أن منحنى لورنز والذى يقوم على فكرة و المنحنى المجتمع الصاعد النسبى ، عباره عن:

۱ – محورين متعامدين أحدهما المحور السيني (س) لفنات متغير معين وليكن الدخل أو الملكيه مثلا ، يتم تقسيمه مدويا بمقياس رسم معين ، والمحور الثاني محور الصادات (ص) لمتغير آخر وليكن عددالعاملين أو عدد السكان أو عدد المالكين الأراضي زراعية، يقسم مدوياً أيضاً بنفس مقياس رسم المحور السيني .

٢ - نصل القطر الرئيسي للشكل أي النقطنين (٠ ، ٠) ، (١٠٠، ١٠٠)

- أى نقطه الأصل ، ونقطه النهايه فى الشكل - بخط مستقيم يصنع زاويه (٥٤) مع المحور السينى أو المحور الصادى ، هذا الخط يطلق عليه الخط الأمثل للتوزيع . (أى الخط الذى يحقق العداله المثلى فى توزيع الظاهرة موضوع الدراسه) ، حيث أنه إذا رسم خط من النقطه ١٥٪ مثلا على المحور السينى (س) ، يقطع الخط الأمثل التوزيع فى نقطه ما ولتكن (هـ) ، فإذا أسقطنا عمودا من النقطه (هـ) السابقه على محور الصادات (ص) فإنه يقطع محور الصادات عند النقطه ١٥٪ أيضا ، وهكذا الأمر لأى نقطه أو نسبة أخرى على محور الصادات .

٣ - نحدد المنحنى المتجمع الصاعد النسبى للمتغيرين (س، ص) ،
 ونرسم منحنى لإحداثيات نقاط المنحنى المجتمع الصاعد النسبى المتغيرين السابقين.

٤ – المساحة المحصورة بين المنحنى المنجمع الصاعد النسبى فى الخطوة السابقة، وبين الخط الأمثل للترزيع، تعبر عن عدم العدالة أو عدم المساواة ـ أو زيادة التفاوت ـ فكلما صغرت المساحة المحصورة بينها دل ذلك على الإفتراب من العدالة في التوزيع، والعكس صحيح.

الشكل الموضح للخطوات السابقه يطلق عليه منحنى لورنز والمثال
 التالى يوضح ما سبق .

مشال (1) :

الجدول التالى ببين توزيع الأراضى الزراعيه فى مصر قبل تطبيق قانون الاصلاح الزراعى عام ١٩٥٢ حسب فئات المساحه حتى (٥٠٠٠ فدان) للفرد الواحد وعدد الملاك (بالألف) .

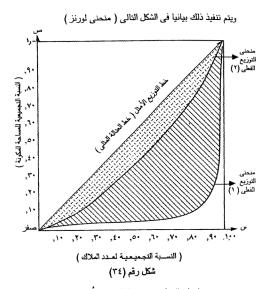
الجمله	o	.1	۲۰۰_	١٠٠.	٥٠.	۲۰.	۲۰_	۱۰.	۰.	١.	ص	فئه المساحه بالقدان
7T£Y	٧,٠	١,٤	۲,۳	٥,٦	۹,٥	۱۳	٤٣	1.4	*14	1907	j.	عدد الملاك بالألف

المطلوب :

اظهار مدى النفاوت ـ عدم العداله ـ فى توزيع ملكيه الأراضى الزراعيه بين الملاك بيانيا بإستخدام منحنى لورنز.

الحسل:

^	٧	٦		ı	٣	7	,
ت ،م ، ص	ت،م.س	ت.م.ص	ت.م.ص	جمله المساحة	مركز القله	عددالملاك	فلات الساحه
النسبى للمساحة	السبىالملاك	للمساحة المعلوكة	للملاك	المعاوكة	للمتغير	(بالالف)	بالغدان
المعلوكة ٪	. 1	(بالالف) فدا <i>ن</i>		(بالالت) (۲×۲)	(ص)	(س)	(مر)
14,0	AT,T	174	1907	944	۰,۰	1907	1_
٣٠	17,1	1757	¥1¥£	Tot	۳	TIA	۰_
٤٣,٥	11,4	W-1V	7777	VTo	۷,۵	14	٠٠_
7,00	14,1	T+17	7710	160	10	27	1
11,5	11,1	mv	ALAY	770	10	14	۲۰_
14,5	11,1	1717	¥777,0	TA.	į٠	1,0	۰۰_
V3	11,4	ENTY	YT2T,1	٤٣٠	٧o	0,7	١٠٠_
AY,£	11,1	EEAY	YT10,1	Tio	10.	٧,٣	۲۰۰_
۹۰,	11,11	£9.Y	44£1,4	٤٧٠ -	۲۰۰	1,1	t
١٠٠	1,	P117	TTEV	ot•	1700	٠,٠	۵۰۰۰_
				P\$\$\$0		YTEV	لبىة



ومنه يتضح إنساع المساحه بين خط النوزيع الأمثل وبين منحنى التوزيع الفعلى (١) مما يدلل على عدم العداله في توزيع الأراضي الزراعيه قبل تطبيق قانون الاصلاح الزراعي في مصر عام ١٩٥٢.

وبالطبع لو أخذ التوزيع التكرارى بعد تطبيق فانون الاصلاح الزراعى الأول أو الثانى فسنجد أنه ستقل المساحة المحصورة بين منحنى التوزيع الجديد وخط التوزيع الأمثل عما هو عليه فى الشكل السابق ، أى ستزداد درجة العدالة فى توزيع الملكية الزراعية .

مثال (٢) :

بغرض أنه بعد صدور قانون الاصلاح الزراعى الأخير أصبح التوزيع التكراري للملاك الجدد للأراضي الزراعية كما بلي :

المجموع	1	-0.	_ 7•	-1.	-0	أقل من ٥	فئه المساحه بالقدان
71.1	٥	٦	77	٦٥	۸٠	7919	عدد الملاك (بالالف)

المطلوب:

هل حقق قانون الاصلاح الزراعى العدالة فى توزيع ملكية الأراضى الزراعية بين الأفراد .

الحسل:

ت . م . ص النسبي العماحة المملوكة //	ت . م . ص النمبى الملاك ٪	ت . م . ص المساحة المملوكه	ت . م . ص الملاك	(٣) الساحة المطركة بالالف فدان (٢×٢)	(٣) مراكزهات الملكية (س)	(٢) عددالملاك (بالاف) (ك)	(۱) فئات البلكية (ف)
90,0	18,1	4440	1919	77170	۲,٥	7919	أقلمن
97,5	11,7	Y T0Y0	7999	7	۷,۵ .	۸٠	_ 0
97,7	94,4	Y{00+	T-78	940	10	10	- 1.
14,4	11,1	Y0£7.	T-1-	41-	70	77	_ 4.
11,5	11,4	Y091+	7-17	£o+	Yo	١	_ 0+
١٠٠	100	71210	71-1	۰۰۰	1	٥	۱۰۰ فدان
				M\$1.		71-1	المجموع

ويتم توقيع الرسم البيانى للتوزيع السابق فى صوره منحنى لورنز ـ على رسم التوزيع السابق فى المثال (١) نجد أن المساحه المحصوره بين منحنى التوزيع الفعلى (٢) وخط التوزيع الأمثل قد صغرت بما يدلل على أن قانون الاصلاح الزراعي الأخير قد حقق درجة عاليه من العدالة في توزيع الملكية للأراضي الزراعية ، وأن كان لم يحقق درجة العدالة المظى في توزيع الأراضي الزراعية بين الأفراد .

تمارين (٥)

١ - فيما يلى مجموعة (١٠) من طلاب السنة الثانية بكلية التجارة ١٩،

77, 70, 78, 70, 77, 18, 77, 71, 70

المطلسوب : حساب كل من :

(1) الانحراف المعياري ـ لأعمار عينه الطلاب السابقة .

ثانيا : إحسب المقاييس السابقه في (أولا) لنفس العينه من الطلاب عند تخرجهم من الكلية بفرض بقاؤهم على قيد الحياء ونجاحهم جميعا في السنه الثالثه الرابعه بدون رسوب .

٢ - فيما يلى توزيع (٢٠٠ مصنعا) طبقا لعدد العمال الذين يعملون بكل مصنع :

المجموع	11	٠٥٠	- 40	-10	_0	-٣	فئه العمال (ف)
7	٧	١٥	۲۸	٤٠	۸۰	۳۰	عدد المصانع(ك)

المطلوب:

- (أ) حساب الانحراف المتوسط.
 - (ب) حساب المدى .
- (ج) حساب الانحراف الربيعي بيانيا .
 - (د) حساب الانحراف المعيارى .
 - (هـ) ايجاد كل من :
 - ١ معامل الإختلاف الربيعي.
 - ٢ _ معامل الإختلاف المعياري
- ح فى المثال رقم (٥) فى تمارين (٤) السابقه ، احسب الانحراف الربيعى للتوزيع فى عام ٩٣/٩٢ ، وفى عام ١٩٩٤/٩٣ .

٤ - أجريت دراسة لظاهرتين فأسفرت نتيجه الدراسة عما يلى :
 الظاهرة الأولى : بلغ وسطها الحسابى (٨٠) وانحرافها المعيارى (٨) الظاهرة الأولى :
 الظاهرة الثانية : كان توزيعها التكرارى كما يلى :

المجموع	0.10	- 5 •	-40	-4.	- 40	ف
1	۸	١٠	. £ ٢	71	١٦	اك

فأى الظاهرتين أقل تشتتا.

- ٥ أوجد الانحراف المتوسط للتوزيع في تمرين (٤) من تمارين (٤) السابقه .
- فى التمرين رقم (٦) من تمارين (٤) السابقه هل يزيد الانحراف المعيارى
 فى الصناعة (أ) عنه فى الصناعة (ب) أم العكس.
- ٧ إحسب مقياس التشتت المناسب ، ومعامل الإختلاف المناسب في التمرين
 رقم (٩) من تمارين رقم (٤) السابقه .
- ٨ أوجد معامل الإختلاف المعيارى للقيم في تمرين (١٤) من تمارين (٤)
 السابقة .
- ٩ أوجد الانحراف المتوسط ، والانحراف المعيارى لحجم الودائع في التمرين رقم (١٨) في تمارين (٤) السابقه .
- الجدول التالى يمثل توزيع الانفاق السنوى لعينه من الأسر المصريه فى
 مدينة الإسكندرية (بالألف جنيه) .

المجموع	10_17	-11	- ٩	-٧	_0	٣-	فله الأنفاق (ف)
۱۲۰	٥	10	40	۴٧	٨٢	1.	عدد الأسر (ك)

إحسب كل من:

(ب) نصف المدى الربيعي

(أ) المدى

(جـ) معاملات الإختلاف الممكنه .

الفصل السادس الإلتواء والعزوم والتفرطح

مقدمة

سبق أن أوضحنا أن تلخيص بيانات أى ظاهرة فى صورة رقم واحد دالمتوسطات، بأنواعها المختلفة لا تعطى صورة كاملة عن خصائص توزيع هذه الظاهرة ذلك لأنها لا تكفى لإعطاء فكرة عن درجة التجانس أو الاختلاف ـ التباين ـ بين قيم هذه الظاهرة (١)، وكان لابد أن تكون مصحوبة بقيمة أخرى تقيس لنا مدى تباعد هذه القيم أو قربها من بعضها أو من المتوسط، فكانت مقاييس التشتت والتى تعتبر مقاييس لقياس أى تجانس (تقارب)أو تشتت بيانات الظاهر ةالاحصائية (١٠).

وبترافر كل من مقاييس المتوسطات ومقاييس التشتت عن هذه الظاهرة فقد أتحا وصفاً مقبولاً للتوزيع برغم ذلك فإن الوصف السابق تنقصه الدقة الكافية المطلوبة للتعرف على خواص توزيع هذه الظاهرة، مما يتطلب البحث عن مقاييس إصافية تصيف دقة أكثر التعرف على كل خصائص توزيع مثل هذه الظاهرة.

ومن المقاييس الاحصائيه الاضافيه التى ستتعرض لها فى هذا الفصل تحقيقاً للهدف السابق ، مقاييس الإلتواء والتفرطح بجانب التعرض لموضوع العزوم لنفس الهدف السابق فى الأجزاء التاليه .

الجزء الأول: الإلتواء Skewness

تعريفه ،

تعرصنا للالتواء بالإشارة عند دراستنا لأنواع المنحنيات التكرارية،

⁽١) إرجع إلى الفصل الرابع .

⁽٢) إرجع إلى الفصل الخامس . ٢٧٩ –

وأوضحنا أن المنحنى التكرارى كشكل بيانى لعرض نموذجين أو أكثر من التوزيعات التكرارية فإنها تخذلف فيما بينها على أساس خاصية أو أكثر من حيث القيمة الوسطى، والاشتت، والإلتواء، التفرطح، أى أن هناك أكثر من منحنى من أهمها:

١ – المنحنى المتماثل (المعتدل) : وهر منحنى تكرارى ـ متماثل (غير ملتوى) له محور رأسى يعر بنقطة النهايه العظمى للتوزيع ويقسم التوزيع ومن ثم المنحنى إلى جزئين متطابقين تماما وفيه يكون تزايد أو تناقص التكرارات متشابها ومنتظما بطريقه متماثله على جانبى المحور الرأسى وفيه يكون الوضع التسبى للمتوسطات :

الوسط الحسابي (س) = الوسيط (ر) = المنوال (م) كما أن فيه الالتواء = صفر

٢ – المنحنى التكرارى غير المتماثل (الماتوى) : وهو منحنى يختلف عن المنحنى المتماثل في أن طرفيه غير متماثلين بل مختلفين، وفيه يكن تزايد أو تناقص التكرارات بشكل غير منتظم على جانبى المحور الرأسى عند وسط التوزيع ، وقد يكن الإلتواء سالبا أو موجبا ريكن الوضع النسبى المتوسطات فيه .

 $\overline{w} \neq (\gamma) \neq \gamma$ وسنفرق هنا بين:

(أ) منحنى ملتوى إلى اليسار (ذات التواء سالب Negatively Skewed) و تميل فيه التكرارات الكبيرة إلى التركز عند فئات التوزيع العليا ، ويمتد ذيل المنحنى التكرارى فيه إلى اليسار ويكون الوضع النسبى للمتوسطات فيه

ش < رب < م

(أى أن قيمة الوسط الحسابي أصغر القيم المتوسطة والمنوال هو أكبرها)

(ب) منحنى ملتوى إلى البمين (ذات التواء موجب Positively skewed) وتميل فيه التكرارات الكبيرة إلى التركز عند فدات التوزيع الدنياء ويمتد ذلك المنحى التكرارى فيه إلى البمين ويكون الوضع النسبى للمتوسطات فيه ($w > c_y > a$) أى أن الوسط الحسابى أكبر القيم

المتوسطة والمنوال أصغرها ويتضح ما تقدم من الأشكال رقم (٣٦.٣٠.٢٩) (*).

ثما تقدم يمكن تعريف الالتواء بأنه وهو مدى إبتعاد التوزيع التكرارى وبالتالى المنتحنى التكرارى عن التوزيع المتسائل (الطبيعى)، أو بمعنى آخر إنعدام التماثل فى التوزيع التكرارى ذلك لأن وجود الالتواء يعنى عدم إنتظام مفردات التوزيع حول الوسط الحسابى لهذا التوزيع أى عدم إنتظام حجم العاصر التي تقع قبل وبعد المتوسط ،

ومن التورّيعات ما يكون التواؤه معتدلاً أو حاداً، هذا بجانب الالتواء الموجدوالالتواءالسالف.

ويمكننا الوقوف على طبيعة ودرجة إلنواء أى توزيع تكرارى بمجرد النظر إلى شكله النبيانى، أو بالحصول على القيمة المطلقة للإلنواء، ولكن نظراً لأنه قد يتطلب الأمر مقارنة توزيعين تكراريين ذات وحدات قياس مختلفة، هذا وقد يتساوى كل من المقوسط والانحراف المعيارى فى توزيعين تكراريين من وحدات قياس واحدة لكنهما يختلفان من حيث الإلتواء، كما قد تتساوى درجة التوزهما ولكنهما يختلفان فى الإشارة، أو قد يكون النواؤهما فى انجاه واحد ولكن لقيمين مختلفتين لذا كان القياس الكمى النسبى لدرجة الالتواء من خلال معادلة محددة، يمكن أن يعطى تصوراً أدق لدرجة هذا الالتواء.

لكل ما سبق فإنه يمكن إختبار قياس درجة الالتواء لأى توزيع تكرارى من خلال أكثر من طريقة، وسنر مز للالتواء بالرمز (ت):

٧- أنواع مقاييس الألتواء:

(أ) مقاييس الإلتواء المطلقة (تهتم بالدرجة الأولى ببعض إختبارات وجرد الالتواء من عدمه) ومن أهمها:

أولاً : بمثل الفرق بين مقياسين من مقاييس المتوسطات الشلالة (الوسط الحسابي والوسيطوالمنوال) فإذا كانت:(ت):

(۱) س - م = صفر

⁽١) عند دراسة العلاقة بين المتوسطات بالفصل الرابع.

أى ينعدم الالتواء ويكون التوزيع متماثلا:

لكن لوكانت (ت):

س ـ م > صفر فيكون الالتواء موجب (إى التواء إلى اليمين)

أو س _ م < صفر فيكون الالتواء سالب (إى التواء إلى اليسار)

ثانياً : يمثل الفرق بين كلا من الربيع الأعلى (ر $_{\gamma}$) ، والربيع الأدنى (ر $_{\gamma}$) .

ر - - ر م ح ر - ر ، (**ینعدم الالتواء أی تکون ت = صفر**) لکن اذا کانت :

ر - ر ≠ ر - ر (فيكون هناك التواء أى وأن (ت) قد تكون موجة أو سالية).

لكن سبق أن أوضحنا أن مقاييس الالتواء المطلقه رغم بساطتها لكن يعيبها
صعوبه وخطأ استخدامها في المقارنه بين توزيعين أو أكثر مختلفين في وحدات
القياس ... الخ ؛ كما أوضحنا فيما سبق (فانه يقتصر استخدامها عند اعطاء
فكره مبسطه عن درجه الالتواء لظاهره ما بمعزل عن الظواهر الاخرى) لذا
كان من الأفضل أن نحصل على مقياس للالتواء بمكن إستخدامه في المقارنه
بين توزيعين أو أكثر مختلفين أو محتلفة في وحدات القياس فظهرت فكرة
المقاييس النسبيه الالتواء أو معاملات الالتواء .

(ب) مقاييس الالتواء النسبيه (أو معاملات الالتواء)

أولا : معاملات بيرسون للإلتواء (وتصلح لجميع التوزيعات التي يمثل الوسط الحسابي نقطه التركز فيها)

١ - معامل الالتواء النسبي باستخدام المنوال وسنرمز له بالرمز (ت ,) :

(1)
$$\frac{\overline{u}}{\xi} = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right)$$

وفيه تم قسمه الفرق بين (الوسط الحسابي ــ المنوال) أى الفرق المطلق بينهما على الاتحراف المعيارى (ع) وذلك لأن الانحراف المعيارى مقياس لمدى إيتعاد القيم عن وسطها الحسابى .

لكن يعيب المقياس السابق للالتواء إعتماده -لى المنوال (م) وهو مقياس غير دقيق كما سبق أن أوضحنا في الفصل الرابع – لذا فقد توصل بيرسون إلى مقياس آخر يعتمد على الوسيط (τ, r) بدلا من المنوال (τ, r) سنرمز له بالرمز (τ, r) بعد الاستفادة من الملاقة التالية:

$$\vec{w} - q = 7 (\vec{w} - c_7)$$

and $\vec{w} = 7 (\vec{w} - c_7)$

$$\vec{w} = 7 (\vec{w} - c_7)$$

$$\vec{w} = 7 (\vec{w} - c_7)$$

وبالطبع فإن (ت،) يختلف بعض الشيء عن (ت،) ذلك لكون العلاقة بين المقياسين علاقه تقريبيه ، وان كان من المفضل إستخدام العلاقه الثانيه (ت،) في التوزيعات القريبه من التماثل ، وفي كلا المقياسين لبيرسون فإن (ت) تتراوح عادة ما بين (-2 ، +7) .

ثانيا : معامل باولى (Bowely) للالتواء وسنرمز له بالزمز (ت م)؛ وهو يصلح فى حالة الترزيعات التى يكون الوسيط أصلح وأنسب فى تمثيلها ومن أهمها التوزيعات المفتوحه .

ويقوم على قياس الفرق بين الربعين الأعلى والأدنى والوسيط ـ كما أوضحنا في مقابيس الالتواء المطلقه عاليه .

وتتوقف هنا درجه الالتواء فى التوزيع ونوعه على قيمة الفرق بين (رب - رب) ، (رب - ر_{د)}) ، وحتى يكون هذا الفرق نسبيا وليس مطلقا حتى يصلح للمقارنة فقد تم قسمته على مجموع المسافة بين كل من الربيعين والوسيط، أى على الانحراف الربيعي .

$$\frac{(v_7 - v_7) - (v_7 - v_7)}{(v_7 - v_7)} = \frac{(v_7 - v_7) - (v_7 - v_7)}{(v_7 - v_7)} \dots (7)$$

أو بصيغه أخرى:

وعادة ما يأخذ المعامل السابق قيمه تتراوح بين (ـ ١ ، + ١) .

ويجب أن ننوه هنا أنه لإختلاف النتيجة التي نحصل عليها من مقاييس بيرسون للالتواء عنه في مقياس باولي للالتواء فإنه من الخطأ إستخدامهما لمقارنة التواء توزيعين تكراريين، ولكن يجب الاقتصاد على إستخدام أحدهما فقط لمقارنة التواء هذين التوزيعين.

مثال(۱):

إحسب من التوزيع التكراري النالي كل من معاملات بيرسون للالتواء (ت، تنه) ، ومعامل بأولى للالتواء (ت):

المجموع	100_189	-127	-127	-1771	-170	فئه الطول (ف)
۰۰	٦	۱۲	10	11	7	عدد التلاميذ (ك)

الحسل:

حلول هذا التوزيع التكراري ص ۱۱٤، ص ۱۲۸، ص ۱۳۲ ، ص ۱۳۷ ، ص ۲۰۱ نجـد أن :

$$\overline{w} = 18^{\circ},17^{\circ}$$
 سم ، $w = 18^{\circ},17^{\circ}$ سم ، $w = 18^{\circ},17^{\circ}$

$$\frac{\rho - \overline{\omega}}{\xi} = , \underline{\omega} \cdot .$$

$$(\cdot, \cdot \xi \tau_{-}) = \frac{\cdot, \tau_{-}}{v_{+} \tau_{0}} = \frac{1\xi \cdot , \xi \tau_{-} \cdot 1\xi \cdot , 17}{v_{+} \tau_{0}} = ,\underline{\omega} \cdot .$$

أي أن الالتواء بسيط وإلى اليسار.

$$\frac{(y - \overline{y})^{T}}{\xi} = \overline{y}^{2} \cdot \cdot \cdot \cdot$$

$$\frac{(y - \overline{y})^{T}}{\xi} = \overline{y}^{2} \cdot \cdot \cdot \cdot$$

$$\frac{(y - \overline{y})^{T}}{\xi} = \overline{y}^{2} \cdot \cdot \cdot \cdot$$

$$\frac{175.0 + 10.10}{11.10} = \frac{11.10}{11.10}$$

$$\frac{11.10}{11.10} = \frac{11.10}{11.10} = \frac{11.10}{11.10}$$

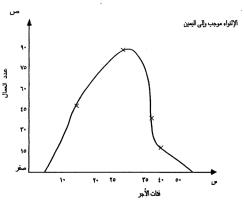
مشال (۲) :

إختيرو إحسب باستخدام طرق ومعاملات الالتواء المناسبة من قيم وانجاه الالتواء من التوزيع التكرارى التالى بيانياً وحسابياً:

المجموع	٥٠_٤٠	-40	_ 40	- 4.	-1•	فئات الأجر (ف)
٧٠٠	۲٠	۳٠	۸۰	۲٠	٥٠	عدد العمال (ك)

الحسل:

أولا : نوع الالتواء بيانيا :



شکل رقم (۳۵)

ثانياً: معاملات الالتواء لبيرسون (ت، ،ت،) حسابياً:

ت . م . ص	حدود الغثات	س' ك	_a	س ك	س	4	ن
صفر ٥٠ ٧٠ ١٥٠ ١٨٠	أقل من ١٠ أقل من ٢٠ أقل من ٢٥ أقل من ٣٥ أقل من ٤٠	1170. 1.170 271AY,0	$\begin{cases} i = 1 \Delta \\ A \end{cases}$ $\begin{cases} 1 = 1 \Delta \\ A \end{cases}$	Yo. £o. Y£ 11Yo q	10 77,0 T· TV,0	7· 7· 7·	-1· -Y· -Yo -۳o
		177.77,0		0750		7	المجموع

م = ۲۰ + (
$$\frac{3}{2+7}$$
 × ٥) (بالتطبیق علی النکرار المعدل)

مثال (٣) ،

إحسب معامل التواء مناسب من الجدول التكراري التالي :

المجموع	۷۰ فأكثر	_7.	_0•	_ 2 .	_٣٠	-4.	-1.	أقل من ١٠	ن
١	14	۱۸	11.	110	14.	110		۲۱۰	설

الحسل:

حيث أن الجدول مفتوح فيفضل معامل باولى للالتواء حيث

وعليه للحصول على عناصر المعادله السابقه ننشئ جدول تكرارى متجمع صاعد كما يلى:

	ت.مص	حدود الفئمات	এ	نف
	صفر ۲۱۰	أقل من الحد الأدنى أقل من ١٠	۲۱۰	1
۲0٠	٤١٠	أقل من ٢٠	110	- Y•
٧٥٠	710 V£0	أقل من ٣٠ أقل من ٤٠	110	- 1.
•••	44.	أقل من ٥٠ أقل من ٦٠	11.	~ 0 · - 7 ·
	9	أقل من ٧٠ أقل من الحد الأعلى	17	- Y•
			1	المجموع

الجزء الثانى العــــزوم

Moments

إن عرض فكره سريعه عن العزوم في هذا الجزء، سيضيف تعليلات جديده ستساعد في قياس خصائص التوزيعات التكراريه كلها وبصفه خاصه في كل من خاصيتي الإلتواء والتفرطح .

١. تعريفها وطرق تقديرها:

إن العزم لأى قوة هو مقدار العمل الذى تحدثه هذه القوة ، ويتوقف ذلك العمل على عنصرين هما ، القوة نفسها ، والمسافه بين هذه القوة والنقطة التى عندها تحدث أثرها ، ذلك أن قوة مقدارها (٨ كيلو جرام) على بعد (متر واحد) تعادل فى مفعولها قوة أخرى مقدارها (٢كيلو جرام) على بعد (٤ أمتار) فطبقا لقانون الرافعة (١) يتحقق التعادل (أو التوازن) عند نساوى طرفى هذا القانون .

ووفقاً للأساس السابق فإنه بالنسبة للتوزيعات التكرارية، فإن تكرارات أى نوزيع تكون هى القوة المؤثرة عليه، وبالتالى عزوم أى تكرارات تقاس بحاصل ضرب هذه التكرارات في إنحرافاتها عن نقطة معينة، وقد تكون هذه النقطة هي نقطة الوسط الحسابى، أو نقطة الصفر، أو عند قيمة ثابتة أخرى، مقسوماً على تلك التكرارات وعله فإن:

قيمة العزم عباره عن متوسط إنحرافات قيم التوزيع عن هذه النقطه المحدده فيما سبق ، وتتحدد رتبه هذا العزم بدرجه القوة (الأس) التي ترفع إليها هذه الإنحرافات وعليه فالقاعده العامه للعزم النوني مثلا:

⁽١) الفوة × زراعها - المقاومة (القوة الأخرى) × زراعها

- (١) س : هي القيم أو مراكز فئات التوزيع .
 - (٢) النقطه : قد تكون هي :
- (أولا) نقطه الصفر (يطلق على العزوم في هذه الحالة بالعزوم الصفريه)
- (ثانيا) الوسط الحسابى (\overline{w} أو U) (ويطلق على العزوم فى هذه الحالة بالعزوم المركزيه)
- (ثالثاً) أى نقطة أخرى تختلف عما سبق فى أولاً، وثانياً ولتكن النقطة (أ)، (يطلق على العزوم فى هذه الحالة بالعزوم العامة).

ومن الناحيه العمليه ـ فى هذا الجزء ـ فإن القياسات الإضافيه التى سنحتاج إليها ستقتصر على العزوم من العزم الأول حتى العزم الرابع ، لذا سنورد فيما يلى صيغه تقدير كل عزم منها فى حالتين :

أولهما : حالة البيانات غير المبوبة (المفرد).

ثانيهما : حالة البيانات المبرية (الترزيعات التكرارية) وذلك بالنسبة لكل نقطة من النقاط المشار إليها في (أولا)، (ثانياً، (ثالثاً/فيما سبق.

أولا : العزوم حول الصفر (العزوم الصفريه) وسنرمز لها بالرمز (مــ)

(أ) لبيانات غير مبوية (مفردة).

وسنرمز للعزوم بصفة عامة بالرمز (زم) ورزع الوزع على حسب نوع النقطة التي بدع وعدما العزوم.

حيث : س : هي قيم مراكز الفئات ، ك هي تكرار كل فئه .

مثال (٤) ،

أوجد العزوم من الأول حتى الرابع (حول الصفر) لدرجات (٨) طلاب في مادة ما حيث كانت هذه الدرجات كما بلي :

70. Y. . 1. . A . V . £ . £ . Y

الحل:

<i>س</i> '	س ۳	س ۲	س (الدرجات)	ترتيب الطلاب
17	٨	٤	۲	١
707	٦٤	17	٤	۲
707	٦٤	17	٤	٣
75.1	727	٤٩	V	٤
1.97	۲۱٥	٦٤	٨	ه
1	1	1	١٠.	٦
17	۸۰۰۰	٤٠٠	٧٠	٧
79.770	10770.	275	70	٨
077701	70717	1772	٨٠	المجموع

وتكون العزوم الصفريه كما يلي :

$$1 \cdot = \frac{\Lambda}{\Lambda} = \frac{\lambda \cdot v}{\dot{v}} = \frac{\lambda}{(1)} - \frac{\lambda}{\lambda}$$

$$\dot{v} = \frac{\lambda \cdot v}{\lambda} = \frac{\lambda \cdot v}{\dot{v}} = \frac{\lambda \cdot v}{\lambda}$$

$$\dot{v} = \frac{\lambda \cdot v}{\lambda} = \frac{\lambda \cdot v}{\lambda} = \frac{\lambda \cdot v}{\lambda}$$

$$\dot{v} = \frac{\lambda \cdot v}{\lambda} = \frac{\lambda \cdot v}{\lambda} = \frac{\lambda \cdot v}{\lambda}$$

$$\dot{v} = \frac{\lambda \cdot v}{\lambda} = \frac{\lambda \cdot v}{\lambda} = \frac{\lambda \cdot v}{\lambda}$$

(لاحظ فيما سبق تعقد العمليات الحسابية وكبر أرقامها اذا كانت س = عدد صحيح وكسر)

مثال (٥):

فيما يلى توزيع تكراري لعدد ١٠٠ طالب طبقاً لمتوسط الدرجات التي حصلوا عليها في ٨ مواد مختلفة.

۲٥	۲٠	1.	٨	٧	٤	ź	۲	س (الدرجات)
٥	11	70	1.	١٠	10	٨	٣	ك (عدد الطلاب)

والمطلوب: حساب كل من العزم الأول حتى العزم الرابع (حول الصفر) للتوزيع التكراري السابق.

الحسل :

س ٔ ك	س ً ك	س ۲ ك	س ك	설	w
٤A	71	17	٦	٣	۲
7° £ A	017	۱۲۸	77	٨	٤
٣٨٤٠	970	72.	٦٠	10	٤
72.1.	٣٤٣٠	٤٩٠	٧٠	١٠	٧
1.97.	017.	72.	۸۰	١٠	٨
٣٥٠٠٠٠	70	70	٣٥٠	80	١٠
707	17	٥٦٠٠	44.	12	٧٠
1907170	98170	7170	170	٥	70
£97£•77)	701171	۱۳۷۳٥	۱۰۰۳	1	المجموع

وتكون العزوم حول الصفر كما يلى : حيث محـ ك = (١٠٠).

$$1 \cdot \cdot \cdot r = \frac{1 \cdot \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot r}{1 \cdot \cdot$$

ثانيا : العزوم حــول الوسط الحسابي (العزوم المركزية) وسنرمز لهــا الله غالد) .

العزم الأول :
$$(7)$$
 مدر (7) مدر (7) العزم الأول : (7) العزم الأول : (7)

$$(1\cdot) \dots \frac{z}{(x_{(1)})} = \frac{x_{(1)}}{(x_{(1)})} = \frac{x_{(1)}}{(x_{(1)})} = \frac{x_{(1)}}{(x_{(1)})}$$

(11)..
$$\frac{7}{100} = \frac{7(7-7)^{-1}}{100} = \frac{7}{100}$$

(17)..
$$\frac{-1}{\dot{0}} = \frac{-1}{\dot{0}} = \frac{-1}{\dot{0}} = \frac{1}{\dot{0}}$$

حیث (س) مراکز الفئات للتوزیع ، (\overline{u}) الوسط الحسابی للتوزیع ، مد ك (مجموع التكرارات) للتوزیع، وأن ($u - \overline{u}$) - - - (الانحراف عن الوسط الحسابی)

مثال (٦) ؛

أوجد كلا من العزوم المركزية (زم) من الأول حتى الرابع لدرجات ٨ طلاب التالية في مادة ما :

$$1 \cdot = \frac{\Lambda}{\Lambda} = \frac{\alpha}{0} = \overline{\alpha}$$

$$\frac{\Delta c}{c} = \frac{\Delta c}{c} = \frac{\Delta c}{c} = \frac{\Delta c}{c}$$

$$\frac{\partial c}{\partial c} = \frac{\Delta c}{c} = \frac{\Delta c}{c}$$

$$\frac{\partial c}{\partial c} = \frac{\Delta c}{c} = \frac{\Delta c}{c}$$

$$\frac{\partial c}{\partial c} = \frac{\Delta c}{c} = \frac{\Delta c}{c}$$

$$\frac{\partial c}{\partial c} = \frac{\Delta c}{c} = \frac{\Delta c}{c}$$

$$\frac{\partial c}{\partial c} = \frac{\Delta c}{c} = \frac{\Delta c}{c}$$

$$\frac{\partial c}{\partial c} = \frac{\Delta c}{c} = \frac{\Delta c}{c}$$

$$\frac{\partial c}{\partial c} = \frac{\Delta c}{c} = \frac{\Delta c}{c}$$

$$\frac{\triangle - \triangle \triangle (1)}{A} = \frac{\triangle - \triangle \triangle (1)}{A} = \frac{\triangle (1)}{A}$$

$$\frac{\partial}{\partial u} = \frac{\partial u}{\partial u} = \frac{\partial u}{\partial u} = \frac{\partial u}{\partial v} = \frac{$$

حيث أن محه ح ؛ :

$$V(1)^{2} = \frac{V(1)^{2}}{V(1)^{2}} = \frac{V(1)^{2}}{V(1)^{2}}$$

مثال (٧) :

أوجد كملا من العزوم المركزية (نم) من الأول حتى الرابع للتوزيع التكواري التالي:

المجموع	۱۰۰ _۸۰	-1.	- ٤٠	-4.		نف
۰۰	۲	17	٧	٩	اة	실

الحل:

							_	
(س - سّ) ^ا ك (ح ^ا ك)	(س - ش) ^۲ ك (ح ⁷ ك)	(س - سَ) که (ح ^۲ ك)	(س – سَّ) ئە (ح ك)	ح (ب - س)	س ك	س	ન	į,
1477.1540	019717,14-	1,77171	£9Y-	£YA,1•	10.	١٠.	10	
7£1091,9 1M11,Y	1217,Y£+	F4,2721 AA,1F7	110,7-	£ YA, T•	70.	٥.	٧	-4·
17.0141,4	FEY1.Y,.1+	17044,44	£77,£+	£ 7A, V+	114.	٧.	14	-1.
45770£1,7	*11-5-4,-4+	££00,7A	11,1+	£YA,4•	114.	1.	٧	14.
FWOF11-	000- YY,AY+ 01A 194,70- 7A70,1A+	۲۰۰۰۸	7• Y, Y+ 7• Y, Y-		Y14·		٥٠	المهموع

$$\frac{\lambda}{1} = \frac{\lambda}{1} = \frac{\lambda$$

العزم الأولن
$$(7)$$
 محت (7) محت (7) العزم الثاني أم (7) محت (7) محت (7) العزم الثاني أم (7) محت (7) محت (7) محت (7) العزم الثاني أم (7) محت (7) محت (7) محت (7) محت (7) محت (7) محت (7) العزم الرابي أم (7) محت (7) محت (7) محت (7) محت (7) العزم الرابي أم (7) محت (7) محت (7) محت (7) محت (7) العزم الرابي أم (7) محت (7) محت (7) محت (7)

حيث أن :

أ = النقطه المختاره لحساب العزوم حولها .

مشال (۸):

أوجد كل من العزوم العامة (ز مُ) من الأول حتى الرابع للتوزيع التكرارى بالمثال رقم (٧) السابق حول النقطة (أ = ٥٠) .

الحـــل :

رس-i) (ع:ق) ع: (ع:ق)	(س_أ) ¹ ك (ح ⁷ ك)	(س-۱) ك (خ'ك)	نرساً) (ط5)	(اسا) (ځ)	و	শ্ৰ	٠
۲۸٤۰۰۰۰ مغر مغر ۲۷۲۰۰۰۰	۲۲۰۰۰- مسفر ۱۳۱۰۰۰+	۲۶۰۰۰ ۳۲۰۰ مخر ۱۸۰۰	۲۰۰_ ۱۸۰_ مستر ۲٤۰+ ۲۰+	۲۰_ ۲۰_ مىغر ۲۰+	1. 7. 0. 4.	10 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	-1· -1· -1·
£V7.4····	115+ 1.77 VIA	771	£Y++ 		01	5.	المجموع

وتكون العزوم العامة كما يلي:

لإختصار الوقت والمجهود في العمليات الحسابيه عند حساب العزوم العامه مثلاً، فإنه يمكن الحصول على العزوم المختصرة في رفت بسيط وبمجهود أكل وذلك بقسمه (س - أ) على مقدار ثابت وليكن (ث) أر (ل) والأخيرة تشير إلى طول الفئة في

التوزيعات التكراريه المنتظمه .

حيث أن :

$$= \frac{(i_- u)}{(i_-)i_-(i_-)} = 5$$

وعليه فيمكن الحصول على العزوم المختصرة في حالة العزوم العامة كما يلى: أ - في حالة البيانات غير المبوية (المغردة).

$$(7A)$$
 $\frac{4}{0}$ = $\frac{A^{3/2}}{0}$ = $\frac{A^{3/2}}{0}$ (7A)

ب ـ في حاله البيانات المبوبه (توزيعات تكراريه) :

ويلاحظ عموما في حاله العزوم المختصره أنه إذا كانت:

أ = صفر ، ث أو ل = ١ نحصل على العزوم الصغريه

أما اذا كانت أ = بـ أو سَ ، (ث) أو (ل) = ١

نحصل على العزوم المركزية

مثسال (۹) :

أوجد العزوم العامة المختصرة (زمَّ) من الأول حتى الرابع للتوزيع التكراري بالمثال رقم (^) السابق.

الحسل :

31/2	41/2	ع\ار	ح"ك	1 -1/2	۲ ر	س	4	ن
197	£A	14	۲۰_	ر - ۲۰	٤٠_	١٠.	10	٠-
44	11	14.	٩_	١_	۲۰_	۲۰	٩	_7.
مغز	سنر	مغز	مغز	مغز	مغز	0.	. v	_£•
177	u	71.	17+	1+	4.+	γ.	17	-1.
144	77	۸۰	£+	٧+	1 ++	4.	۲	14.
Y191Y••	£A77+_	14	71.		٧١	ا= ٠٠	٥٠	المجموع
	1+		*1+					
	۲۸۲۱۰.		4					

وتكون العزوم العامة المختصرة كما يلي:

$$(\cdot,17_{-}) = \frac{\Lambda_{-}}{\circ \cdot} = \frac{24}{24} = \frac{1}{(1)};$$

$$11 = \frac{11}{10} = \frac{11}{10} = \frac{11}{10};$$

$$(117,17_{-}) = \frac{11}{10} = \frac{11}{10} = \frac{11}{10};$$

$$111 = \frac{11}{10} = \frac{11}{10} = \frac{11}{10};$$

$$111 = \frac{11}{10} = \frac{11}{10} = \frac{11}{10};$$

$$111 = \frac{11}{10} = \frac{11}{10};$$

$$111 = \frac{11}{10} = \frac{11}{10};$$

العزوم ومقاييس الإلتواء

نلاحظ فيما سبق عند دراسة العزوم ما يلي:

أى (زم (١)) = صفر دائماً (اماذا ؟) لأن مد (س - س) و مد (س - س) ك = صفر

أى (زم (_{۲)}) فى حاله التوزيع الطبيعى (او المتماثل) يساوى الصفر دائما .

أى (ز_{ر))} فى حالة التوزيع غير المتماثل إما موجباً أو سالباً (*) تبعاً لنوع الإلتواء.

ومن الملاحظة الخامسة أى رقم ($^{\circ}$) السابقة يمكننا الاعتماد على العزم الثالث المركزى في المقارنة بين الإلتواء لتوزيعين مختلفين وحتى نتخلص من مشكلة لختلاف وحدات القياس بينهما، فيتطلب الأمر الحصول على مقياس نسبى للالتواء، لهذا يقتضى الأمر القسمة على مقياس تشتت مرفوع للقوة الثالثة ($^{\circ}$) لأن وحدات البسط مكعبة (مرفوعة للقوة الثالثة) وذلك باستخدام العزوم أى ($^{\circ}$)

فإذا ما رمزنا لمعامل الالتواء باستخدام العزوم بالرمز.

$$(1/\xi) \dots \frac{(r_{r_j})}{r_{r_j}} = r_{r_j} z$$

ولا سباب رياصنية فقد إقترح بيرسون إستخدام مربع المعامل السابق أي سيكون معامل بيرسون للالتواء:

احسب معامل الالتواء لبيرسون في المثال رقم (٧) السابق .

الحسل :

بالنظر إلى المثال رقم (٧) السابق نجد أن :

لأن تكميب الاتحرافات الإخلصنا من الإشارة الجبرية فعثل إنحرافات القيم الأكبر من المنوسط مرجبه بينما انحرافات القيم الأقل من المتوسط ماليه) .

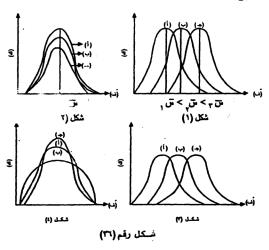
$$\frac{\zeta_{(\gamma_{(1)})}}{\zeta_{(\gamma_{(1)})}} = \frac{\zeta_{(\gamma_{(1)})}}{(\zeta_{(1)})^{7}} - \frac{(\zeta_{(1)})^{7}}{(\zeta_{(1)})^{7}} = \frac{\zeta_{(1)}}{(\zeta_{(1)})^{7}} = \frac{\zeta_{(1)}$$

ملحوظة: تظراً لأن الانحرافات عن الوسط الحسابى ، يمكن أن تكون كبيرة من ناحية ، أو كسرية من ناحية أخرى ومن ثم رفعها إلى القوة الثالثة (تكعيبها) للحصول على العزم الثالث المركزى (ووس) يؤدى إلى مشقة حسابية وضياع للوقت والمجهود لذا نفضل حساب العزم الثالث على أساس وسط فرضى (ووس) ثم يصحح حتى نحوله إلى العزم الثالث المركزى ووس بإستخدام العلاقة الثالثة:

الجزء الثالث التـفــرطـــح Kottosis

مقدمة:

إذا ما أستعرضنا الأشكال المختلفة للمنحنيات التكرارية لتوزيعات تكرارية محتلفة حيث يتوقف شكل المنحنى على التوزيع التكراري الذي يمثله فسنجد ما يلى:



ونلاحظ ما يلى :

(أولا) في الشكل (1) ثلاثه منحنيات متماثله (طبيعيه) متشابهة في الشكل (حـ) > من المنوسط الشكل (حـ) > من المنوسط للشكل (ب) أكبر من المتوسط للشكل (أ) وهي نمثل ثلاثه توزيعات تكراريه مختلفه.

ثاینا : فی الشكل (۲) ثلاثة منحنیات متماثلة (طبیعیة) ومختلفة فی الشكل ولكن لها قیمه متوسطه واحده ، وهی أیضاً نمثل ثلاثة توزیعات تكراریه مختلفة.

ثالثا : فى الشكل (٣) ثلاثه منحنيات (ب) منحنى متماثل ، والمنحنيين (أ ، جـ) غير متماثلين أى ملتوين حيث (أ) ملتوى لليمين (حـ) ملتوى للسار وهي تمثل ثلاثه توزيعات تكراريه مختلفه .

رابعا: في الشكل (٤) ثلاثه منحنيات ، الأوسط منها (أ) منحنى متماثل (طبيعي) ، والأول منها (ب) أكثر تفرطحاً عند قمته من المنحنى (أ) المعتاد والثالث منها (د) فقمته أكثر تحديا من التوزيع (أ) المعتاد فهو منحنى مديب، وهي تمثل ثلاثه توزيعات تكراريه مختلفه أيضا .

وفيما سبق أمكننا قياس كل من الخصائص الثلاثة الأولى وهى خصائص النزعة المركزية، التشتت، والالتواء، بمقاييس دقيقة محددة سبق لنا التعرض لها في الأجزاء السابقة، فإنه أيضاً بجب عليا إيضاح بعض المقاييس الاحصائية الدقيقة للتفرطح والتدبب في الاجزاء التالية، وإن كان يجب علينا مقدما ليضاح بعض النقاط التالية ،

معنى التفرطح وكيفية قياسة:

التفرطح هو الخاصية الرابعة من خصائص أى توزيع تكرارى ، فإذا أردنًا قياس مقدار التفرطح أو التدبب لأى توزيع تكرارى ، فإن ذلك يتم بالقياس للمنحنى المتماثل (الطبيعى) لتوزيع متماثل حيث أن التفرطح يقيس مقدار التدبب لقمة هذه المنحنيات إرتفاعا أو إنخفاصا بالنسبة لقمة التوزيع المتماثل (الطبيعي) والذي يطلق عليه (متوسط التفرطح) وهو المبين في المنحني (أ) في الشكل رقم (٤) السابق .

حيث نحد أن:

 المنحنی (ح) - التوزیع التکراری (ح) ، له قمه عالیه نسبیا ویطلق علیه منحنی مدیب .

 (۲) المنحنى (ب) ـ التوزيع التكرارى (ب) ـ له قمة مسطحة ويطلق عليه منحنى مفرطح .

($^{\circ}$) المنحنى ($^{\circ}$) - التوزيع التكرارى ($^{\circ}$) - له قمة ليست مدببه ولا مفرطحه ويطلق عليه منحنى منوسط التفرطح Meskuritc أو (المنحنى الطبيعى) أو (المتعاد) أو (المنمائل) ومعامل تفرطحه = $^{\circ}$ ($^{\circ}$)

سعبيعي) ، و (سعدد) و و سسعدي) ومعامل عربيه ... وعليه لمعرفه درجه التفرطح أو التدبب لأى توزيع تكرارى ، فقد أمكن ذلك بإستخدام المقياس التالى للتفرطح والذي يعتمد أساسا على العزم الرابع

ذلك بإستخدام المقياس التالى للتفرطح والذى يعتمد أساسا على العزم الرابع المركزى م (٤) . وهو (معامل التفرطح) والذى سنرمز له بالزمز (طزم ٤٤) ومن

الضرورى أن يكون هذا المعامل نسبيا حتى يمكن مقارنه توزيعين أو أكثر مختلفين في وحدات القياس من حيث التفرطح أو التدبب لذا كان لابد من قسمة م () على أحد مقاييس التشتت أي على أهمها وهو الانحراف المعيارى مرفوعا لنفس قوة العزم الرابع المركزي () من) أي أن :

مرفوعاً لَنْفُس قَوة العزم الرابع المركزى (م
$$_{(1)}$$
) أى أن :
 $\frac{-7}{4}$ (ع أن $\frac{-7}{2}$ (ع أن $\frac{-7}{2}$) ... ($\frac{-7}{$

$$\frac{d_{(3)}}{d_{(3)}} = \frac{(3)^{(3)}}{(3)^{(3)}} = \frac{d_{(3)}}{(3)^{(3)}}$$

$$\frac{d_{(3)}}{d_{(3)}} = \frac{(3)^{(3)}}{(3)^{(3)}}$$

$$\frac{d_{(3)}}{d_{(3)}} = \frac{(3)^{(3)}}{(3)^{(3)}}$$

(*) وسيتضح لنا ذلك في أجزاء تاليه .

(اذا کانت ع أو
$$\sigma$$
 غير معلومه)
حيث أن ع أ، σ = زم (γ)

وعليه فأن الكميه (طرم (غ) – ٣) تعبر عن زياده أو نقص التفرطح الأى توزيع تكرارى عن تفرطح التوزيع الطبيعي أو المتماثل أي أنه :

(۱) اذا كانت طرم (۱) لتوزيع تكرارى معين أقل من (۳) فإن هذا التوزيع - وبالثالي المنحنى الممثل له - يكون مفرطحا (Platykuttic)

(۲) أما اذا كانت طزم (ع) لتوزيع تكرارى معين أكبر من (٣) فإن هذا
 التوزيع ـ بالتالى المندنى العمثل له ـ يكون مدببا (Leptokurtic).

مثال(١١):

إحسب معامل التفرطح من التوزيع التكراري بالمثال رقم (٧) السابق من هذا الفصل.

الحسسل:

(س-س) (ح ^ئ ك)	(س_س) كاك (ح. كاك)	س ^ا ك آ	س ك	U,	ك	ف
14771240 YE1091,9 14411,4 1700145,4 177021,7	17177,7 1878,07 777,AA 17077,7A 1800,7A	10 110 170 177	10. YV. To. 119.	1. v. v. q.	10 9 V 1V Y	
2140212.	٣٥٠٠٨	1777	Y11:		۰۰	المجموع

$$\frac{27,0}{0.} = \frac{200}{0.0} = \frac{27}{0.0}$$

$$\frac{200}{0.0} = \frac{200}{0.0}$$

$$\frac{200}{0.0} = \frac{$$

$$=\frac{\text{VV·1T,Y}}{\text{V(V·,1T)}} = \frac{\text{VV·1T,Y}}{\text{VV·1T,Y}} = \frac{\text{VV·1T,Y}}{\text{V··YY}.} = \frac{\text{V··Y·Y.}}{\text{V··Y·Y.}} = \frac{\text{V··Y·Y.}}{\text{V··Y.}} = \frac{\text{V··Y·Y.}}{\text{V··Y·Y.}} = \frac{\text{V··Y·Y.}}{\text{V··Y.}} = \frac{\text{V··Y·Y.}}{\text{V··Y.}} = \frac{\text{V··Y·Y.}}{\text{V··Y.}} = \frac{\text{V··Y·Y.}}{\text{V··Y.}} = \frac{\text{V··Y.}}{\text{V··Y.}} = \frac{\text{V··Y.}}{\text$$

تمارين٦

 (١) إحسب بإستخدام العزوم المركزيه معاملى (أ) الإلتواء (ب) التفرطح للبيانات التاليه :

 (۲) فيما يلى توزيع تكرارى الأعمار عينه من ۱۰ أشخاص على حسب العمر :

المجموع	٤٠_٣٠	_ ٢٠	-1.	صفر	فئه العمر ف
١٠	۲	٤	٣	١	العدد (ك)

المطلوب :

ر .) (أ) حساب معامل الإلتواء (بأكثر من طريقه)

(ب) حساب معامل التفرطح (بأكثر من طريقه)

(٣) الجدول التكرارى التالى يوضح توزيع عينه من العاملين مكونة من
 ٤٠٠ عامل بأحدى الشركات حسب فئات العمر :

المجموع	700	٠٥٠	_ 10	- 4 •	-40	-4.	-40	-4.	ف
٤٠٠	٣٦	00	٧٠	۸۰	٧٥	۰۰	44	۱۲	실

المطلوب :

أولا: بإستخدام الرسم البياني حدد نوع الالتواء

ثانيا : إحسب معامل الالتواء بإستخدام .

(أ) معامل الالتواء لبرسون (ت١، ٢٠٠)

(ب) معامل الالتواء لباولي

(ج) معامل الالتواء باستخدام العزوم في حالتين:

أولهما : حول الوسط الحسابي

ثانيهما : حول قيمه ثابته (أ) = ٣٥

(ثالثًا) : إحسب معامل التفرطح التوزيع .

(٤) إحسب معامل التفرطح من التوزيع التكراري التالي :

المجموع	٥٠_٤٠	-40	- 40	-4.	١٠	ف
۲	٧٠	۳۰	۸۰	۲٠	٥,	실

أولا: باستخدام الانحراف المعياري

ثانيا: باستخدام العزم المركزي الثاني.

(٥) إحسب نوع ومعامل الالتواء (بأكثر من طريقه) ، ومعامل النفرطح لكل
 من التوزيعات التكرارية التالية وقارن بينها، بيانياً وحسابياً.

أولا

-4.	_7•	_0•	_ 2 •	-4.	-4.	-1.		ف
٣	٥	١٣	٤٢	٤٢	۱۷	٥	٣	ك

ئانيا :

-4.	-1.	-0.	_ 1 .	_4.	_4.	_1.		ف
٣	٦	۲۱	٣٥	۳٥	۲١	۲	٣	গ্ৰ

ثالثا :

_4.	_7.	-0.	-1.	_4.	_ ۲۰	-1.		ف
٤	١٦	۲٠	70	70	۲٠	١٦	٤	ك

رابعا :

	_v•	_7•	-0.	- 5 •	_٣٠	- 4.	-1.	-•	ف
ſ	٣	٦	1.	10	٧.	٤٠	40	11	실

خامسا:

_4.	-7:	-0.	-1.	-4.	-4.	-1.	-•	ف
١١	70	٤٠	۲٠	10	١٠	٦	٣	গ্ৰ

الفصل السابع دراسة العلاقة بين متغيرين أو أكثر

مقدمــة عامـة:

إن ما نمت دراسته فى الفصول السابقه من تحليل لبيان ظاهرة ما وتغنيصها وعرضها جدوليا أو ببانيا فى شكل رسوم هندسيه أو مقاييس إحصائيه سواء أكانت مقاييس للمتوسطات أو مقاييس للتشتت أو تماثل أو التواء أو تفرطح للتعرف على الخصائص والمميزات التوزيع التكرارى لهذه الظاهرة يعنى ما سبق كان اظاهرة أو متغير واحد فقط سواء أكانت هذه الظاهرة هى الطول منكر هناك الكثير من المشاكل الإحصائيه التى تنطلب دراسة العلاقة بين

خال مهان التغيير من المصدين الم مصديد سني المصديد المواد الكانت القتصادية الم المرتين او متخديرين او اكثر ، في كاف أ المجالات سواء أكانت القتصادية أو اجتماعية أو صحية أو تربوية أو تجريبية ... الغ.

وحيث أن أى ظاهرة لا تتغير بمعزل عن الظواهر الأخرى المحيطة والمرتبطة بها ، لذا كان الحكم السليم على ظاهرة ما يجب أن يتم من خلال دراسة علاقتها بالظراغر الأخرى التى تؤثر فيها وتتأثر بها، ومما لا شك فيه أنه بذلك تزداد الفائدة والحكم السليم والدقيق، ودقة التوقع الاحصائى، خاصة إذا أخذنا في الاعتبار أكبر عدد من الظواهر أو الموثرات عند إجراء هذه الدراسان: الإحصائية.

فعلى سبيل المثال الباحث الإقتصادى أو التسويقى تعنيه دراسة العلاقة بين الطلب على سلعة معينه ، وسعرها ، حيث أنه على صوء هذه العلاقة يمكن إقتراح سياسه سعريه ما لسلعة أو مجموعه من السلع المشابهة هذا من ناحية ، ومن ناحيه أخرى نجد أن الطلب على سلعة معينه يتأثر بسعر تلك السلعة أو أسعار السلع البديله ، ودخل المستهلك ، ومستواه التعليمي بالإضافة الى عمر وجنس المستهلك ، ومما لاشك فيه أن أخذ العوامل السابقة في الاعتبار سيساعد

إلى حد كبير فى التنبؤ بتحديد كميه الإنتاج المثاليه حاليا أو مستقبلا من هذه السلعة، وهكذا الأمر فى معظم إن لم يكن فى كل مجالات النشاط الاقتصادى والإجتماعى، وفروع العلوم الأخرى التجريبية.

وعلى ذلك فإن الباحث عندما يقوم بدراسة العلاقة بين ظاهرتين أو منغيرين أو أكثر يهدف إلى أمرين :

أولهما: قياس قوة العلاقة بين الظاهرتين أو المتغيرين، هل هذه العلاقة طردية أم عكسية أم لا توجد علاقة بين كلا المتغيرين، وإذا كانت توجد علاقة (طردية أو عكسية) فهل هي علاقة تامة أو قوية أو مقوسطة أو ضعيفة.

وسوف نتمكن من الحكم على قوة هذه العلاقة أو إنجاهها على النحو السابق ذكره بإستخدام أحد المقاييس الاحصائيه الهامة ألا وهو، معامل الارتباط،

ثانيهما : قياس درجة العلاقة بين متغيرين أو أكثر بمعنى آخر هل ترتبط هذه المتغيرات بعلاقة خطية أم غير خطيه وبعد تعيين هذه العلاقة استخدامها فى التنبؤ ويمكن الوصول إلى ذلك باستخدام أحد المقاييس الإحصائيه الهامه ألا وهر ، خط الإنحدار ،

وعلى ذلك فهذاك إختلاف بين الانحدار والارتباط من حيث الهدف والأسلوب، فيفرض إن لدينا متغيرين أحدهما (س) والآخر (س) بحيث يمكن تحديد أحدهما (س) بمعنى آخر اذا إعتمدت قيمه المتغير التابع (س) على قيمة المتغير المستقل (س) فإننا نقول إن هناك علاقة داليه بين المتغيرين س أى أن (س) داليه بين المتغيرين س أى أن (س) داله أى (س) وتترجم العلاقة السابقة رباضياً على الصورة

ص=د(س)

يطلق على الدالة السابقة انها دالة في متغير واحد وهنـاك أمثلة عديدة لحالات التبعيه المشار اليها عاليه من أهمها .

(١) الانفاق أو الاستهلاك داله في الدخل .

(۲) مقدار الصريبه المستحقة على رأس المال ـ عادة ـ دالة في رأس
 المال .

- (٣) مساحة المربع داله في طول صلعه .
- كما أنه يقال للدالة ص = د (س ، ع) داله في متغيرين ومن أمثلتها .
- (۱) مساحة المستطيل (ص) تعتمد على طول ضلعه (س) ،
 وعرضه (ع) .
- (٢) الأجر (ص) يعتمد في تغيره على عدد ساعات العمل (س)
 ومعدل الإنتاجية في الساعة (ع) وهكذا.

كما أنه يقال للدالة.

ص = د (س ، ع ، ط ، هـ ، و ، الخ) دالة متعدده المتغيرات ومن أمثلتها.

- (۱) الانجاب (ص) من الممكن أن يكون دالة في درجة تعلم كل من الزوج والزوجه (س) ، والدخل (ع) ، والمستوى الصحى (ط) ، والمعتقدات الدينية (هـ) والاعراف الاجتماعيه (و)الخ .
- (۲) إنتاجيه فدان القمح (ص) يتأثر بمنغيرات مستقله كثيره نذكر منها نوع التربة (س) ، وأنواع البذور المستخدمه (ع) ، وطريقه الزراعة (ط) وكميه المياة (هـ) وحاله الجو (و) ... الخ

وعليه فالانحدار يهتم أساساً بقياس الملاقة الرياضية بين المتغير التابع (ص) والمتغير المستقل أو المتغيرين المستقلين أو المتغيرات المستقلة على حسب الأحوال بحيث أنه بعد قياس هذه العلاقة الرياضية سواء أكانت خطية أو في صورة منحنى من آى درجة يمكن أن تتنبأ بقيمة (ص) بمطومية المتغير أو المتغيرات المستقلة (س)، وهذا هو الدور الأساسي للانحدار (°).

أما الإرتباط فيهدف أساسا إلى تلخيص البيانات العدديه لأى ظاهرتين أو متغيرين في معامل واحديطاق عليه معامل الارتباط، والذي يعبر عن قوة العلاقة بين

^(*) راجع للمؤلف أساسيات الرياصيات ، مكتبه الأشماع ، الطبعه الثانيه ١٩٩٨ ، الاسكندرية .

المتغيرين دون الإهتمام بأى من هذين المتغيرين تابع أو مستقل أو ما اذا كان كل منهما مؤثر أو متأثر بالآخر .

وسوف تنصب دراستنا في الأجزاء التاليه على كل من :

أولا - تحليل الانحدار البسيط للعلاقه بين متغيرين .

ثانيا _ قياس معامل الارتباط الخطى بين متغيرين فقط .

وبالرغم من الاختلاف بين كل من الانحدار والارتباط في الهدف والتنفيذ الا أنهما مترابطين وسيتضح لنا ذلك تفصيلاً في نهاية هذا الفصل.

المبحث الأول تحليل الانحدار البسبط

Simple Regression Analysis

لقد تم معرفة الانعدار (6) قبل معرفة الارتباط ، والانعدار ظاهرة طبيعيه ترجمت إلى مفهوم إهمسائى ، ويهدف تعليل الانعدار إلى تقدير معالم (مجاهيل) المعادله الرياضيه التى تجرعن العلاقه السببيه القائمه بين المتغيرات تمهيدا للوصول إلى أفصل تقدير أو (التنبؤ) للمتغير الدابع (ص) أى تقدير بيانات غير معروفة مبنيه على بيانات معروفة وذات صلة بالظاهرة المدروسة .

وعليه سيكون التركيز في هذا الجزء على الإجراءات الاحصائية اللازمة لاجراء عملية التنبؤ بمطرمية عناصر منظر راحد يطلق عليه المتغير المستقل (-Inde لاجراء عملية التنبؤ بمطرمية عناصر منظر راحد يطلق عليه المتغير المستقل (pendent variable) وسنرمز له بالرمز ص (y) بينهما علاقة داليه وهر ما يتضع لذا من الإجزاء التاليه

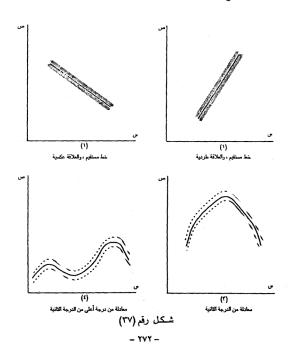
: (Regression line) اخط الانحدار

(أ) أشكال الانتشار (Scatter Diagrams) وخطوط الإنحدار :

^(*) تومسل إليه فرنسيس جالتون عام ١٨٨٠ .

^(**) إرجع في ذلك إلى التمثيل البياني لبعض الدوال ، اساسيات الرياسيات المؤلف ، مرجع سابق .

هل هى علاقة خطية أم غير خطية ؟ وهل هى علاقة طردية أم عكسية ؟ ويتضح ـلك من الإشكال الإنتشاريه التاليه :



أما فيما يختص بتحديد درجة الدالة أو المعادلة التى تمثل العلاقة بين المتغيرين فيمكن القول بأنة إذا وقعت النقاط في إنجاء مستقيم أو شبه مستقيم -في أى أنجاء - فإن العلاقة بين المتغيرين يمثلهما معادلة أو دالة من الدرجة الأراك على الشكل :

ص = أ س + ب (حيث س المنفير المستقل ، ص المنفير التابع) أو س = م ص + حـ (حيث ص المنفير التابع)

لكن إذا كانت النقاط في شكل الإنتشار يمثلها مدحنى منتظم أو شبه منتظم له نهاية واحدة سواء أكانت صغرى أم عظمى ، فإن معادلة الدرجة الثانية في المتغير المستقل هي التي يمكن أن تمثل الصورة الجبرية للعلاقة الدالية بين المتغير بن وتكون هذه العلاقة على الشكل :

ص = أس + ب س + حـ

[حيث (ص) المتغير التابع ، (س) المتغير المستقل]

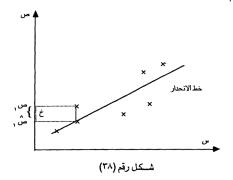
أو س = م ص + ك ص + ك

[حيث (س) المتغير التابع ، (ص) المتغير المستقل]

وأخيراً إذا كانت النقاط بمثلها منحنى منتظم أو شبه منتظم له أكثر من نهاية، فإن ما يمثله يمكن أن يكون معادلة من درجة أعلى من الدرجة الثانية تبعاً لعدد النهايات التي يمكن التعرف عليها من شكل الإنتشار .

ويما أنه يمكن رسم عدد كبير من الخطوط المستقيمة فى شكل الانتشار فى معادلة من الدرجة الأولى عقما هو المعيار المستخدم لتحديد أفضل خط مستقيم بمثل هذه العلاقة (Line of Best Fit) ويطلق عليه خط الإنحدار.

والمعيار المستخدم فى تحديد أفصل خط إنحدار هو إنحرافات القيم عن خط معين، فإذا كان مجموع مربعات الانحرافات أقل ما يمكن فإن ذلك الخط المعين هو أفضل خط مستقيم أو خط الإنحدار المطلوب ويمكن اثبات ذلك كما يلى: إفرض إننا نريد التنبؤ بقيم ص (ويرمز لها به ص) بمعلومية قيم عناصرالمتغير س فإن الغرق هنا بين (ص - ص) ويطلق عليه بالخطأ العشوائي (أو بخطأ التنبؤ) وسنرمز له بالرمز (خ) وهو عبارة عن طول الخط الواصل مباشرة من النقطة ص (المشاهده) إلى نقطه مقابله على خط الإنحدار ولتكن (ص) بموازات المحور الذي يمثل المتغير ص كما في الشكل التالى:



و خط الانحدار:

وحيث الأمر الغالب عمليا في كثير من الظواهر التي تحكمها علاقه خطيه أن تنتشر قيم النقط المشاهده (ص) حول خط الانحدار فيقع بعضها فوق خط الانحدار وبعضها تحت خط الانحدار أي أن الفرق (خ) قد يكون موجبا عند بعض النقاط وسالباً عند البعض الآخر، وعليه فإن محصلة هذا التغير سوف لا تعبر فعلا عن مدى إنتشار النقط المشاهدة حول الخط الممثل لهذه البيانات، وأحد الوسائل المتبعه هو محاولة جعل مجموع مربعات قيم هذا الخطأ (مج خ)

أقل ما يمكن أى عند حدها الأننى وهذا يتحقق رياضيا كما يلى عند النقطه (ر) حيث ر = ٢،٢، ٣، ،.....، ، ن

وعليه فالمطلوب إيجاد قيم كل من أ ، ب بحيث تكون محد خ عند حدها الأدنى .

وحل المعادله (٢) هو أحد الأساليب الرياضيه المعروفه لإيجاد قيم أ ، ب التى تحقق النهايات الصغرى لهذه المعادله وبإستخدام أسلوب التفاصل الجزئى يمكن إيجاد قيم أ ، ب التى تحقق النهايه الصغرى د(محد خ٢)

فاذا رمزنا للطرف الايمن في معادله (٢) أي (محد خ) بالرمز (ي) فإن المشتقات الجزئيه بالنسبه إلى (ب ، أ) تكون :

$$\frac{\theta}{10} = 1$$
 $\frac{\theta}{10} = 1$ $\frac{\theta}{10} = 1$

ولايجاد النهاية الصغرى نساوى المشتقات الجزئية بالصفر نجدأن:

وبالقسمة على (-٢) ويفك الأقواس وترتيب الحدود ينتج لنا المعادلتين التاليتين:

وبحل المعادلتين القياسيتين السابقتين (٣) ، (٤) معاً فإنه يمكن تقدير

الشوابت (أ، ب) (*) وبالتالى يتحدد خط الانحدار ـ الخط المستقيم الأمثل (النظرى) ـ الذى يمثل البيانات المشاهده النائجه عن إستخدام طريقه المربعات الصغرى (Least Squares method) عند شروط محدده ، وتأخذ معادله خط الانحدار - أو معادلة التقدير أو (اللنبؤ) - الصورة التالية:

أ) عبارة عن معامل الإنحدار (Regression coefficient) أو ميل خط الانحدار للتنبؤ بقيد ص من س تكتب (m) وهو يمثل معدل الزيادة أو النقص في قيم ص لكل زيادة في المتفير المستقل (m) قدرها وحدة واحدة وتراوح قيمته ما بين (m m m

فإذا كانت إشارة (أ) موجبه فذلك يعنى أن خط الاتحدار يميل إلى أعلا جهة اليمين وبالتالي فإن العلاقة بين المتغيرين تكون علاقة طردية.

أما اذا كانت إشارة (أ) سالبه فذلك يعنى أن خط الاتصدار يميل إلى أسفل جهة اليمين وبالتالي فإن العلاقة بين المتغورين تكن علاقة عكسة.

مما تقدم يتضح لذا أن اشاره معامل الانحدار (أ) قوضح طبيعته العلاقة بين المنغيرين موضع الدراسة .

(ب) ثابت الإنحدار (Regression Constant) أو قيمه المتغير ص عند
 نقاطعه مع خط الإنحدار أي عندما س = صفر .

وعليه فإن :

$$\frac{\frac{\Delta c}{\dot{v}} \frac{\partial c}{\dot{v}} \times \frac{\Delta c}{\dot{v}}}{\dot{v}} \times \frac{\Delta c}{\dot{v}}}{\dot{v}} = \frac{1}{\dot{v}}$$

(*) ممكن إسدّهُ دام طرق (الحذف، المصروفات ، والمحددات) لتحديد ثوابت هذه المعادلات، راجع أساسيات الرياضيات للمؤلف ، مرجم سابق .

$$v_{i} = \frac{\Delta E_{i} - i \times \frac{\Delta E_{i}}{i}}{i}$$
 $v_{i} = \frac{\Delta E_{i}}{i} - i \times \frac{\Delta E_{i}}{i}$
 $v_{i} = \frac{\Delta E_{i}}{i} - i \times \frac{\Delta E_{i}}{i}$
 $v_{i} = \frac{\Delta E_{i}}{i} - \frac{\Delta E_{i}}{i}$

مثال(١)؛

حدد معادلة خط انحدار ص / س من البيانات التاليه باعتبار أن العلاقة بينهما بمثلها خط مستقيم باستخدام طريقه العربعات الصغرى ، ثم حدد قيمه ص عندما س = ٠٠

۲٠	٤	١٠	١٠	17	٦	w.
١٤	۲	١٠	٤	٨	٦	ص

الحل:

٠٠٠ خط انحدار ص / س على شكل:

$$\frac{\frac{\partial L}{\partial x} \times \frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y}} = \frac{1}{1}$$

$$\frac{\frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y}} = \frac{1}{1}$$

$$\frac{\frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y}} \times \frac{1}{1} = \frac{\frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y}} = \frac{1}{1}$$

فإنه يلزم إنشاء الجدول التالى التالى لتحديد قيمة (أ) معامل الانحدار، وقيمة (ب) ثابت الانحدار.

۳,	س ص	ص	س
41	77	٦	٦
122	97	٨	١٢
١٠٠	٤٠	£	١٠.
1	1	١٠	١٠
17	٨	۲	٤
٤٠٠	۲۸۰	١٤	٧٠
Y97	٥٦٠	££	77

$$\frac{r_{r_0}}{r_{r_0}} - \frac{r_{r_0}}{r_{r_0}} \times \frac{r_{r_0}}{r_{r_0}} - r_{r_0}$$

وتصبح معادلة خط انحدار ص/س

ص = ۰,۳۱ س + ۰,۳۱۰ تقدیر قیمة ص عندما تکون قیمة س = ۰۰

۰۰۰ ش = ۲۸،۱ س + ۲۱،۱

وبالتعويض عن قيمة ص - ٥٠ في المعادلة الانحدارية السابقة • • ص - ٢٠,١٠ × •٥ + ٣٦٠٠

مثال(٢)؛

الجدول التالى بوضح المبيعات الكليه بأحد فروع شركات السيارات باحدى الدول (بالميلون جنيه) خلال المدة من ١٩٨٥ سر ١٩٩٥ ()

1990	1992	1998	1997	1991	199.	1989	1944	1944	1947	1940	السنه
718	77.	4.1	199	198	140	۱۷۲	171	107	101	15.	المبيعات ص

والمطلوب:

- (أ) تحديد معادله خط انحدار ص/س بفرض أنه مستقيم.
- (ب) باستخدام المعادلة في البند (أ) السابقة تنبأ بمبيعات هذا الفرع عام ٢٠٠٠ .

الحل:

فى مثل هذه الحالات سنعتبر س (السنوات) المتغير المستقل ولكى يأخذ المتغير من قيم سهله الإستخدام فلا بد أن نحدد (سنه قياسيه) وتعتبرها هى الزمن الصفرى (سنة الأساس) ، مع اعتبار سنه المبيعات كوحدة للزمن ، ومن ثم اذا اعتبرنا عام ١٩٨٥ هى السنه المختاره كزمن صفرى أى سنه ١٩٨٥ (س) صفر مثلا فأن الاعوام التاليه لها ستأخذ القيم ٢،١ ٣، ، ، ، المستخدم نفس الخطوات السابق إتباعها فى المثال رقم (١) السابق وعليه فإن المجدول التالي سيساعد فى تحديد ثوابت خط الانحدار المطلوب .

 ⁽ع) الظاهرة التي تتغير مع مرور الزمن ، يطلق عليها سلسلة زمنيه ، وعادة ما يستخدم إسلوب تعليل الإنمدار
 في تعيين الاتجاء العام السلسله الزمنيه ، ومنناقش ذلك نفسيلا في فصل السلامل الزمنية .

س ۲	س ص	س	المبيعات	السنه
		باعتبار السنه الصفريه عام ۸۵	مس	
صفر	صعر	صفر	12.	1940
١	101	١	101	٨٦
٤	717	۲	107	۸۷
٩	٤٨٣	٣	171	۸۸
١٦	797	٤	۱۷۳	۸۹
70	970	٥	۱۸۵	9.
٣٦	1104	٦	195	91
٤٩	١٣٩٣	ν	199	7.5
٦٤	١٦٤٨	٨	7.7	98
۸۱	1940	٩	77.	91
1	۲۱۳۰	١٠	717	90
۳۸۵	1.777	00	1997	المجموع

$$\frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}} = \frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}} \times \frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}} = 1...$$

$$\frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}} = \frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}} \times \frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}}$$

$$\frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}} = \frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}} \times \frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}}$$

مثال (۳) :

لتسهيل العمليات الحسابيه في المثال السابق (٢) يمكن إعتبار السنه الصفريه (سنه الاساس) هي السنه المتوسطه في سلسلة سنوات المبيعات المعطاه وحيث أن سنوات السلسله المعطاه (١٩٨٥ ــ ١٩٩٥) = ١١ سنه فيمكن اعتبار السنه الصفريه (سنة الأساس) هي السنة التي ترتبها (٦) أي عام ١٩٩٠، ووحدة الزمن (سنة) وعليه تصبح السنوات السابقة لعام ١٩٩٠ (سالبة) والسوات اللحقة لعام ١٩٩٠ (موجبة) وعليه يصبح جدول حسابات معادلة خط الانعدار كما يلي:

س'`	س ص	س	المبيعات	السنه
	1	باعتبار السنه الصغريه عام ۹۰	ص	{
70	A	0_	15.	1940
17	7.1-	٤_	101	۸٦
٩	£7A_	۲_	107	۸٧
٤	777_	٧_ ا	121	^
١	447_	١_	۱۷۳	٨٩
مفز	مسفر	صفر	140	۹۰
١	198	1+	198	11
٤	44	7+	199	97
٩	714	٣+ .	7.7	98
17	۸۸۰	٤+	77.	91
۲٥	1.10	0+	Y1 7	۹۵
11.	***** *****	مسفر	1997	المجموع

$$\frac{\frac{\Delta c}{\sqrt{c}} \times \frac{\Delta c}{\sqrt{c}} - \frac{\Delta c}{\sqrt{c}}}{\frac{\Delta c}{\sqrt{c}}} \times \frac{\Delta c}{\sqrt{c}} = 1...$$

وفي مثالنا رقم (٣) السابقحيث أن مد س - صفر دائما فإن :

$$i = \frac{ANV}{110} = F_{\nu}(A)$$

$$i = \frac{AC}{i}$$

$$i = \frac{i}{i}$$

$$i = \frac{i}{i}$$

$$i = \frac{i}{i}$$

$$i = \frac{i}{i}$$

$$i = \frac{V_{\nu}(A)}{V_{\nu}(A)} = \frac{ANV}{V_{\nu}(A)}$$

$$i = \frac{i}{i}$$

$$i = \frac{V_{\nu}(A)}{V_{\nu}(A)} = \frac{ANV}{V_{\nu}(A)}$$

وعليه ستصبح معادله خط إنحدار ص/س (باعتبار سنه الاساس عام ۱۹۹۰) هي :

وللتنبؤ بالمبيعات عام ٢٠٠٠ فأن

ممكن إن يكون هناك خط إنحدار آخر لنفس البيانات الاحصائيه التي سبق أن حددنا منها خط إنحدار ص/س أى أنه يمكن تعميم ما سبق بالنسبه لانحدار ص/س لتعيين معادله إنحدار س/ص لكن فى الحالمة الأخيرة سنفترض وجود علاقة خطية بين س ، ص ، وأن س تمثل المتغير التابع ، ص تمثل المتغير التابع ، ص تمثل المتغير التابع ، ص

حيث (م) معامل أنحدار س/ص ويلاحظ هنا أننا رمرنا للثوابت برموز مختلفه (م ، حـ) عنه في معادله ص/س مما يشير إلى أنه ليس ضروريا أن يكون أ - م أو ب - حـ أو كلاهما .

كما أن ميل خط الانحدار للتثبؤ بقيم س من ص بطريقة المربعات الصغرى ⁽⁺⁾ ويمكن الحصول عليه من المعادلة التالية.

$$(11).... \frac{\frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}} \times \frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}}}{\frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}}} \times \frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}}}{\frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}}} = \frac{\lambda - \omega}{\dot{\upsilon}}$$

، (حـ) ثابت الانخدار أو قيمه المتغير س عند نقاطعه مع خط الانحدار أي عندما ص = صغر ، وبمكن الحصول عليه من المعادلة التاليه :

لكن قبل اعطاء أمثله توضح كل ما تقدم يجب أن نشير هنا إلى تسأؤلين هامين (إذا كانت لغض البيانات الاحصائيه) ، أولهما هل نحصل على خطى انحدار دائماً من نفس البيانات الاحصائية، وثانيهما هل يتقاطع خطى الإنحدارعند نقطه محددة إحداثياتها (س ، س) .

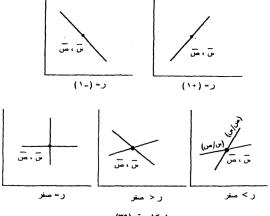
والاجابة على التساؤلين السابقين تتلخص فيما يلي:

(۱) اذا كان الارتباط تام (\pm 1) بين المتغيرين س، ص نجد أن جميع النقاط في شكل الانتشار تقع على خط مستقيم ومن ثم فأن خط الانحدار (\pm 0).

^(*) مجاس = معدس + نجا مجاس من = معدس + جامدس

 ٢ ـ عندما لا يكون الارتباط ناما بين س ، ص هنا يختلف خط انحدار (ص/س) عن خط انحدار (س / ص).

ويتمتح هذا الأختلاف من الشكل التالى الذى يوضح الاوصاع التقريبية لغطى الانحدار عند بعض قيم معامل الارتباط بين المنغيرين.



شکل رقم (۳۹)

٣ ـ في كافة الأحوال السابقه (فيما عدا حالات الأرتباط التام) يتباعد خطى الانحدار عن بعضهما البعض تدريجيا ويصل هذا التباعد الى حده الأقصى عندما ر = صفر ، لكن في كافة الأحوال السابقه يتقاطع خطى الانحدار في نقطه ثابته إحداثياتها ش ، من للمتغيرين .

مثال(٤):

حل المثال رقم (١) السابق بإعتبار أن س المتغير التابع ، ص المتغير المستقل .

الحل:

لتحديد معادله خط انحدارس / ص في صورة خط مستقيم

يلزم اعداد الجدول التالي :

من ۲	س ص	س	مں
77	٣٦	٦	7
٦٤	47	17	٨
17	٤٠	1.	٤
1	١٠٠	١٠	١٠.
£	٨	٤	۲
197	4٨٠	٧٠	11
٤١٦	٥٦٠	77	źź

$$1,1Y9 = \frac{17,000}{10,000} = \frac{12}{1} \times 1,1Y9 - \frac{17}{1} = 20$$

V, TTT × 1,179 _ 1., TTT =

۳ ۲۳۳ <u>۱۰,۳۳۳</u>

Y, . 0 £ =

وتكون معادله خط انحدار س/ص هي

(وبالطبع تختلف عن خط انحدار ص/س لنفس البيانات الاحصائيه)

(Standard Error of Estimate) (4) الخطأ المعياري لمعادلة الإنحدار (9)

إن الهدف الأساسي من تقدير معادله إنصدار ص/س أو س/ص هو إستخدامهما في التنبؤ بقيم المتغير التابع التي تتاظر قيم معينه للمتغير المستقل، ومن ثم فكاما زادت دقة تحديد معادلة الانحدار كلما زادت دقة التنبؤ أو التقدير والذي يعتبر أساسا هاما للتخطيط السليم في كافة المجالات محل الدراسة.

لكل ما سبق كان على الباحثين الإحصائيين التأكد من دقة تقدير معادله الانحدار ، أو بمعنى آخر قياس خطأ التقدير في معادلة الانحدار وبالقالى دقة التنبؤ ، صغر هذا الخطأ كلما زادت دقة تقدير معادله الانحدار وبالقالى دقة التنبؤ ، والعكس صحيح.

و قد تم التوصل إلى ما سبق عن طريق مقياس إحصائى يحدد درجة الإختلاف بين القيم الفعليه المتغير التابع (ω) ولقيم المقدرة ($\hat{\omega}$) في

^(*) يجب عدم الخلط بين الخطأ المعيارى ، والانحراف المعيارى ، فيرغم أنهما يعتبران مقياسين للتشتت إلا أن الأول يقيس التشتت حول خط الاتحدار بينما يقيس الثانى التشتت حول الوسط الحسابى ، كما أن الأول يستخدم لإختبار مدى دقة ترفين الخط المستفيم .

حالة انحدار on/w أو القيم الفعلية للمتغير التابع (س) والقيم المقدرة (\hat{w}) في حالة إنحدار w/w وذلك كما يلي :

أولا : الخطأ المعياري في حالة خط إنحدار w/w سنرمز له بالرمز (w/w) : $w/w = \sqrt{\frac{ac}{m-a}}$ $w/w = \sqrt{\frac{ac}{m-a}}$

مثال (٥)؛

من المثالين (١) ، (٤) السابقين أوجد قيمة كلا من :

أولا: ع مراس ثانيا: ع مراس

لحسل:

أولا: ع ١٠٠٠ :

(ص ـ صُ)	(ص۔ صُ)	ص = ۲٫۰۷۱+ س +,٤١٢٥ - ص	ص	س
•, ٢•٦١ ,•••£ 1•, ٢١٤• ٧, ٨٦٢£ ٧, ٤•٨٣ ٧, ١٧٧•	,501. •,•11_ •,•11_ •,147_ •,4*1 •,4*1_	0 / 1 2, * X F (Y - 7 = F 2, 0) 0 / 1 2, * X F (Y - 7 = F 2, 0) 0 / 1 2, * X F (Y - 7 = F F 1, Y) 0 / 1 2, * X F (Y - 7 = F F 1, Y) 0 / 1 2, * X F (Y - 7 = F F 1, Y) 0 / 1 2, * X F (Y - 7 = F Y - 7 + Y - 7 = F Y - 7 + Y - Y - 7 + Y - Y - Y - Y - Y - Y - Y - Y - Y - Y	7	7 17 1. 1. £ Y.
TY,A7AY	صفر		ŧŧ	٦٢

ومن بيانات حل المثال رقم (١) السابق حصانا على تقدير معادلة خط انحدار ص/س ومنها نجد أن :

وعلیه فأن:

$$3_{m/n} = \frac{1}{3_{m/n}}$$
 $3_{m/n} = \frac{113_{m/n} \times 33_{m/n} \times 170_{m/n} \times 170_{m/n} \times 170_{m/n}}{1}$
 $3_{m/n} = \frac{113_{m/n} \times 171_{m/n} \times 171$

المبحث الثاني

الإرتباط، Correlation،

مقدمة:

في المبحث الأول من هذا الفصل نمت دراسة العلاقه بين متغيرين (س ، ص) أحدهما متغير مستقل والأخر متغير تابع ، حيث أنه عن طريق الإنحدار أمكن قياس العلاقة الرياضية بين المتغير التابع والمتغير المستقل وياستخدام معادلة خط الإنحدار أمكننا أن نتبأ بقيمة المتغير التابع بمعلومية قيمة للمتغير المستقل، في حين أن الإرتباط يقيس لذا قوة العلاقة بين المتغيرين س ، ص بصرف النظر عن أيهما متغير تابع وأيهما متغير مستقل، ويهدف الإرتباط إلى قياس العلاقة بين المتغيرات من حيث القوة والإنجاه، فتأثر متغير بما يطرأ على متغير آخر من تغير يدل على أن بين المتغيرين علاقة أو أن هناك إرتباط بينهما بينما عدم التأثر يدن على أن بين المتغيرين علاقة أو أن هناك إرتباط بينهما بينما عدم التأثر يدن على إنعدام كل من العلاقة والإرتباط بينهما.

فإذا كان لدينا عدد (ن) من أزواج القيم (س, ص,)، (س, ص,)، (س, ص,)، (س, ، ص,)) المتغيرين س ، ص سواء تم الحصول على أزواج القيم المشار إليها من مصادر تاريخيه ، أو مصادر ميدانيه وأردنا دراسة العلاقة الارتباطية بينهما، فيتم تنظيم قيم كل من عناصر المتغير الأول في عمود، وعناصر المتغير الآخر في عمود ثاني إذا كانت أزواج القيم قليلة، إما إذا كان عدد أزواج القيم كبيراً فيتم تبريها في جدول تكراري مزدوج ، وهناك اكثر من طريقة لمعرفة طبيعة العلاقة بين متغيرين أو اكثر من أممها:

(أ) شكل الإنتشار

(ب) تلخيص البيانات في معامل واحد هو ، معامل الإرتباط ، سواء أكانت البيانات كمية أو كانت البيانات وصفية.

وبناء على عدد المتغيرات التي تدخل في حساب معامل الإرتباط فإنه يمكن حصر أنواع الإرتباط فيما يلي.

أولاً : الإرتبساط الخطى بين متغميرين مسواء كان.

أ ـ إرتباط خطى بسيط ، Simple Correlation ، وهو الإرتباط بين ظاهرتين أو متغيرين فقط ككمية المحصول وكمية السماد المستعمل .

ب ارتباط جزئي ، Partial correlation ،

ثانیا : الارتباط المتعدد • mitiple Correlation ، بین متغیر من جهه ومتغیرین أو أكثر من جهة أخرى، كدراسة العلاقة بین كمیه المحصول وكل من كمیة السماد وكمیة میاه الرى ، ونوع التربة ، وطریقة الزراعة ... الخ .

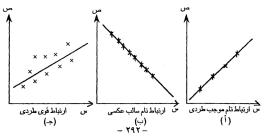
وسنهتم في هذه المرحلة بالإرتباط الخطى البسيط بإستخدام كل من: (أ) شكل الانتشار.

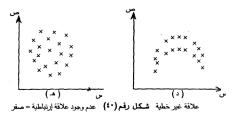
وهو شكل بيانى يعطى فكره مبدئيه عن إنجاه وقوة العلاقة دون تحديد لقيمة تمعامل الإرتباط، حيث يمثل كل زوج من أزواج القيم المتناظرة المتغيرين س، ص بنقطة فى مجال شكل الانتشار، وبذلك يتكون لدينا عدد من النقاط الاحداثيات يساوى عدد أزواج القيم، وشكل إنجاه النقاط المتنابع يعطى صورة تقريبية للعلاقة الارتباطية بين المتغيرين س، ص من حيث:

١ ـ نوع هذه العلاقة خطيه أم غير خطيه .

٢ ـ إتجاة العلاقة طردية أم عكسية .

ويتضح لنا ما تقدم من الأشكال الانتشاريه التاليه .





ففى الشكل (أ) هناك علاقة إرتباط تامه طرديه حيث نجد أن الزيادة فى أحد المتغيرين مصحوبه بزياده فى المتغير الثانى بنفس النسبه لذا وقعت كل نقاط الإحداثيات على خط مستقيم.

أما فى الشكل (ب) هناك علاقة إرتباطية نامة عكسية حيث نجد أن النقص فى أحد المتغيرين يقابله زيادة فى المتغير الآخر وبنفس النسبة ، أذا وقعت كل نقاط الإحداثيات على خط مستقيم.

أما فى الشكل (حـ) فهناك علاقة إرتباطية قوية موجبة ، حيث أن الزيادة فى المتغير الأول يتبعها زيادة فى المتغير الثانى لكن ليست بنفس النسبة، ويكون توزيع نقاط الإحداثيات قريبا من خط مستقيم .

أما فى الشكل (د) فهناك علاقة إرتباطية ولكنها ليست خطيه أى علاقة إرتباطية غير خطيه لذا نجد أن نقاط الاحداثيات ليست فى اتجاه ثابت مستقيم ولكن فى شكل منحنى.

أما فى الشكل (هـ) فليست هناك علاقة إرتباطية بين التغير فى المتغير الله الأرق والتغير الم المتغير الثانى – لذا نجد أن نقاط الاحداثيات منتشرة فى جميع الإنجاهات. (أى ليست فى صورة خط مستقيم أو شبه مستقيم، كما أنها ليست فى صورة منحنى من أيه درجة.

مما نقدم يتصح لنا أنه اذا إنحصرت نقاط احداثيات (س ، ص) فى شكل الانتشار داخل قطاع صيق دل ذلك على وجود إرتباط قوى أما إذا انحصرت النقاط داخل دائرة دل ذلك على صعف الارتباط أو إنعدامه بينهما. (ب) معامل الإرتباط (Correlation Coefficient) بين معامل الإرتباط ($(r - r)^{(\bullet)}$:

هو مقياس وصفى لا يتأثر بوحدات القياس يلخص العلاقة الإرتباطية من حيث القوة أو الاتجاه بين ظاهرتين أو متغيرين فى رقم واحد يطلق عليه معامل الإرتباط، حيث يأخذ هذا المعامل أى قيمه بين (- ١ ، + ١) حيث القيمة تدل على قوة الإرتباط، كما تدل الإشارة على إنجاه الملاقة الإرتباطية.

وقد صنف البعض (**) قوة هذه العلاقة إلى مستويات وفقاً لما يأتى:

التفسير	ى فئة معامل الارتباط				
ضعیف جدا	صفر _ ۰٫۳۰				
ضعيف	٠,٥٠ _ ,٣٠				
متوسـط	٠,٧٠ _ ٠,٥٠				
ق ـــوى	۰,۹۰ _ ۰,۷۰				
قوی جدا	١, _ ٠,٩٠				
تــام	1 . ±				

وإن كان يرى البعض الآخر أن تفسير معامل الإرتباط يمكن أن يكون موقفيا .

ولنذهب فيما يلى الى كيفيه حساب معامل الارتباط الخطى البسيط أوهنا سنفترض أن الارتباط خاص بين متغيرين فقط ، أى تجاهل أى علاقات لهذين المتغيرين بأية متغيرات أخرى من ناحيه ، كما أن العلاقة الداليه بين المتغرين من الدرجة الأولى تمثل بيانياً بخط مستقيم، وستتناول دراستنا قياس هذا المعامل لبيانات كمية غير مبوية (مفردة) أو لبيانات كمية مبوية في صورة جدول تكرارى، في البنود التالية:

^(*) معامل بيرسون للارتباط ـ حيث توصل البه البريطاني كارل بيرسون سماه معامل صرب العزوم للإرتباط.

^(**) هنكل وآخرون .

أولا ، معامل بيرسون للإرتباط لبيانات مفرده ،

(أ) اذا كان لدينا متغيرين س ، ص توجد بينهما علاقة خطيه بسيطه فإذا سحبنا عينه حجمها (ن) من أزواج القيم المتناظرة التالية .

وکان الوسط الحسابی لقیم کل من المتغیر س هو (سَ) والمتغیر ص هو (صَ) والانحراف المعیاری لهما (ع ی ، ع ی) علی الترتیب .

كما أن الارتباط بين المتغيرين س ، ص يعنى أن التغير فى أحدهما يكون - عموماً - مصحوباً بتغير فى الآخر، فإذا قلنا أن التغير فى كمية مثل (س) أو (ص) فمقدار هذا التغير يساوى الفرق بين القيم التى تأخذها (س)، ووسطها الحسابى (س) ونفس الأمربين (ص) ، (ص).

أو بعباره أخرى سنعتمد هنا لقياس معامل الإرتباط على انحرافات القيم عن وسطها الحسابي وعليه فإن معامل بيرسون للارتباط يعرف كالآتي :

$$(1)$$
 $\frac{\dot{5}}{3_{10} \cdot 3_{10}} = \frac{\dot{5}}{3_{10} \cdot 3_{10}}$

حيث غ س ص تعرف بالتغاير (Covariance) بين س ، ص ويحمعب بالصيغه التاليه .

ويعبر عن اتجاة العلاقة بين س، ص.

ونظراً لإحتمال إختلاف وحدات القياس في كل من س، ص فقد تشير س

إلى العمر بالسنين مثلا ، ص تدل على الوزن بالكيلو جرامات هذا بجانب إختلاف تشتنهما ، مما يفسد المقارنه بين هذه الإنحرافات على علاتها والتغلب على المشكله السابقه - إختلاف وحدات القياس بين المتغيرين - فقد إستخدم بيرسون الوحدات المعيارية كما بلي :

$$\left(\frac{\overline{\omega}-\overline{\omega}}{3}\right)$$
, $\left(\frac{\overline{\omega}-\overline{\omega}}{3}\right)$

وعليه يصبح معامل بيرسون للارتباط على الصورة:

$$c = \frac{\Delta c \left(w - \overline{w} \right) \left(\omega - \overline{\omega} \right)}{\sqrt{\Delta c \left(\omega - \overline{\omega} \right)^{T}}} \dots (Y)$$

 (ب) حساب معامل الإرتباط الخطى البسيط بإستخدام القيم الأصليه مباشرة .

إن حساب معامل الارتباط باستخدام المعادله (٢) تقتمنى حساب كل من س ، ص فإذا ما كانت قيمتهما كسريه فى مثل هذه الحاله ستتعقد العمليات الحسابيه ، مع زيادة إحتمالات الوقرع فى الخطأ ، للأسباب السابقة فإنه من الأسهل حساب معامل الإرتباط باستخدام المعادله التاليه والتى تعتمد على القيم الأصليه مباشره لكل من س، ص دون تحريلها إلى قيم معياريه .

$$c = \frac{\frac{\Delta - \omega}{\dot{\upsilon}} - \frac{\Delta - \omega}{\dot{\upsilon}} \times \frac{\Delta - \omega}{\dot{\upsilon}}}{\frac{\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}} - \frac{\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}} \times \frac{\Delta - \omega}{\dot{\upsilon}}}{\frac{\Delta - \omega}{\dot{\upsilon}} + \frac{\Delta - \omega}{\dot{\upsilon}}} \dots (7)$$

حيث (ن) تمثل عدد أزواج القيم للمتغيرين .

ويفضل إستخدام المعادله (٣) اذا كانت فيم س ، ص صغيره نسبيا .

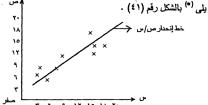
مثال(١):

الجدول التالى لدرجات عشره من طلاب الكليه فى إمتحان مادئى ، الرياضيات (س) ، الاقتصاد (ص) والمطلوب حساب معامل الارتباط بين س ، ص باستخدام القيم الأصليه مباشرة .

١.	٦	١٤	٨	٥	٨	٨	١٢	۱۲	w
۱۹	11	١٦	10	١٠	٧	۱۲	10	۱۷	ص

المل :

طالما أنه ليس لدينا فكرة محددة عن إنجاه العلاقة بين س ، ص لذا يفصل أن تحدد إنجاه العلاقه باستخدام شكل الأنتشار لكل من س ، ص كما



ومن الشكل الانتشاري يتضح وجود علاقه خطيه طرديه بين المتغيرين س، ص .

ومن واقع النتيجة السابقة - التي لم تذكر في سياق المثال - عن طبيعه العلاقه بين كلا من درجات الطلاب في الرياضيات (س) والاقتصاد (ص)

^(*) لوجاء في سياق المثال أن الملاقه بين س، ص خطيه (أو في صورة خط مستقيم) في هذه الحاله لن تجرى عمليه شكل الأنتشار المشار إليها

والتى أتصح أنها علاقه خطية ـ لذا سنستخدم معادله معامل الارتباط الخطى البسيط لقياس هذه العلاقه وهي :

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} \frac{\lambda_{i} + \sum_{i=1}^{n} \frac{\lambda_{i}}{i}}{\sum_{i=1}^{n} \frac{\lambda_{i}}{i}}}}$$

يقتضى منا إنشاء الجدول التالى الوصول إلى العلاقة الإرتباطيه

المطلوبه .

مں ۲	س ۲	س ص	من	س س
PAY	188	۲۰٤	۱۷	14
440	122	14.	١٥	14
188	٦٤	97	۱۲	٨
٤٩	٦٤	٥٦	٧	٨
1	40	۰۰	١٠	۰
770	7£	14.	10	٨
707	197	771	17	18
. 141	471	77	11	٦
771	1	19.	19	١٠
177.	۸۳۷	1147	177	۸۳

حیث ن = ۱۰

$$\frac{\frac{1}{14\lambda} \cdot \frac{1}{14\lambda} - \frac{1}{14\lambda}}{\frac{1}{14\lambda} \cdot \frac{1}{1}} - \frac{1}{11\lambda}}{\frac{1}{14\lambda} \cdot \frac{1}{1}} - 2 \cdot .$$

$$\frac{11,11 \times 1,11}{111,11 \times 1,11} = \frac{11,11}{111,11 \times 1,11} = \frac{111,11}{111,11 \times 1,11} = \frac{111,11}{111,11} =$$

(ح) حساب معامل الإرتباط الخطى البسيط بإستخدام وسط فرضى:

ريفضل إستخدام هذه الطريقة في حالتين اولهما: اذا كانت القيم الأصليه أس ، ص كبيرة نسبيا ثانيهما اذا أخذت كل من س ، ص أو كلاهما قيما كسريه أو قيم صحيحه وكسر ويكون معادلة معامل الإرتباط على الصورة:

$$c = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \sum_{j=1}^{$$

مثال(۲):

فيما يلى أطوال س (بالسنتيمتر) وأوزان ص (بالكيار جرام) لعينة عشوائية مكونة من عشرة أشخاص.

۱۷۲	14.	177	11.	170	141	14.	170	179	175	الطول (س)
۰۰	٥٣	٦٠	71	٥٨	78	۰۰	٥٥	٧٠	٦٩.	الوزن (ص)

والمطلوب :

حساب معامل الإرتباط الخطى البسيط بين طول الشخص ووزنه .

الصل:

ح'من	ع`ي	حی حیں	ح س = (ص- لُم)	ح ن= (س-أ،)	ص	س
۸۱	77	01_	9+	۲_	19	178
1	١	۱۰_	1.+	١_	٧٠	179
10	مفر	منز	٥_	صفر	00	14.
100	1	1	1	1.+	۰۵	14.
٩	141	m+	۲+	11+	717	141
٤	40	1.+	۲	۰_	٥٨	170.
١	1	۱۰_	۱+	۱۰_	17	17.
صفز	٩	صفر	صقر	٣_	1.	177
٤٩	صقر	صفر	٧_	مفز	70	170
1	ŧ	۲۰_	۱۰_	۲+	٥٠	177
£79	TAY	101_	11_	۲_	7,1	14,1

$$\frac{\frac{11-}{1\cdot} \times \frac{Y-}{1\cdot} - \frac{101-}{1\cdot}}{\frac{11-}{1\cdot} - \frac{111}{1\cdot} - \frac{101-}{1\cdot} - \frac{101-}{1\cdot}} = 0...$$

$$\frac{\frac{Y,Y-}{1\cdot} - \frac{10,1-}{1\cdot} - \frac{10,1-}{1\cdot}}{\frac{10,1-}{1\cdot} - \frac{10,1-}{1\cdot}} = \frac{10,1-}{1\cdot}$$

$$\frac{\frac{10,1-}{1\cdot} - \frac{10,1-}{1\cdot} - \frac{10,1-}{1\cdot}}{\frac{10,1-}{1\cdot} - \frac{10,1-}{1\cdot}} = \frac{10,1-}{1\cdot}$$

(د) حساب معامل الارتباط الخطى البسيط باستخدام الإنحرافات المختصرة :

وتستخدم فى نفس ظروف الطريقة (د) السابقه بشرط أن تقبل قيم ح ص القسمه على عامل مشترك (بدون باق) وليكن (ل،) ، كما تقبل قيم ح ص القسمة على عامل مشترك (بدون باق) وليكن (ل،) واستخدام الإجراء السابق سيساعد على تبسيط الممليات الحاسبية أكثر منه فى طريقة الوسط الفرضى (د.) السابقة وتكن معادلة معامل الارتباط فى هذه الحالة على صورة.

حيث :

الجدول التالى ببين تكلفه العمالة (بالألف دولار) س، في عدد ثماني مصانع للملاب الجاهزة ، وقيمه الانتاج الشهرى (بالألف دولار) ص .

٦٨	٧٤	٨٤	٦٤	70	ŕ	٥٤	۰۰	س
٨٤	۸'n	97	٨٤	٧٢	٧٨	7	٦,	ص

والمطلوب:

حساب معامل بيرسون للارتباط الخطى باستخدام طريقه الفروق المختصرة.

الصل:

<i>ځ</i> ځ	٠,٢٠	<i>ح کی جا</i> س	ح کُس	ح%	ح من	٦٫	ص	u,
٦٤	٤٩	70	۸_	٧_	11_	11.	٦٨	٥٠
17	70	٧٠	٤_	_ه ا	۸_	1	٧٦	01
١١	٤	٦.	۳_	۲_	٦_	٤_	٧٨	1.
77	77	n	٦_	٦_	14_	11-	77	70
صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	مفز	صفر	٨٤	TE
41	١٠٠	٦٠	٦	١٠	17+	۲۰+	97	A£
٤	70	١٠	۲	•	٤+	1.+	M	Y£
صفز	٤	صغر	منقر	٧	مستر	£ +	٨٤	74
١٦٥	727	144	1-7 11-	ر ₄ = ۲ -۲			í, – 3	1;-31

$$\frac{2}{\sqrt{\frac{1}{\lambda}}} = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{$$

ثانيا : معامل بيرسون للإرتباط لبيان كمية مبوبه (جداول تكرارية)

إذا أردنا حساب معامل الإرتباط لمتغيرين س ، ص وكانت أزواج المشاهدات كبيراً نسبيا ، فمثلا أذا جمعنا بيانات عن الإنتاج (س) ، والإجر (ص) عن مائه أو مائتين عامل في أحد المصانع ، ففي هذه الحاله يكون من الصعب وضع هذه البيانات بدون تبويب (مفرده) واستخدام المعادلات السابقة عند حساب الملاقة الإرتباطية بين الإنتاج والأجر، اكن في مثل هذه الحالات عليا تبويب كل من المتغيرين (س)، (ص) لكن يجب تبويبهم في جدول تكراري مزدوج (*) فإذا تبين لنا أن العلاقة خطية بين س ، ص فلا تختلف المعادلات المستخدمة في المعادلات المستخدمة عليا المعادلات المستخدمة المعادلات المستخدمة

^(*) انظر الجداول التكراريه المزدوجه بالفصل الثالث .

عنه عند حساب معامل الإرتباط الخطى لبيانات مفرده ، مع مراعاة ما يلى :

ان (س) تمثل فى حالة البيانات العبوبة مراكز فئات المتغير (س) كما أن فئات المتغير (س) وما يناظرها من تكرارات (كي) تشكل وحدها جدول توزيع تكراري يطلق عليه (جدول التوزيع الهامشي لقيم س) .

أ ـ أن (ص) تمثل في هذه الحاله مراكز فنات المتغير (ص) ، كما أن فنات الفتغير (ص) وما يناظرها من تكرارات (ك م) تشكل أيضا وحدها جدول توزيع تكزاري بطلق عليه (جدول التوزيع الهامشي لقيم ص) .

٣ - بذأء على ما سبق وعند حساب معامل الإرتباط الغطى للبيانات المفرده بحيث المبوبه ، فيجب علينا تعديل المعادلات السابقه في حاله البيانات المفرده بحيث تتيج إدخال التكرارات لجدول التوزيع المزدوج في الإعتبار وستكون على النحو الثال.:

أولا ، بإستخدام القيم الأصليه مباشرة ،

س ، ك _م ، ص ، ك _{من} تشير إلى مراكز فنات وتكرارات س ، ص على الترتيب .

، ك من تشير إلى التكرارات المشتركة .

،مدكي - مدكي - مدك

يفضل إستخدامها إذا كانت س ، ص ذات قيم بسيطة وقيم تكراراتها المناظرة بسيطة أيضاً.

ثانيا : بإستخدام الإنحرافات عن وسط فرضي :

تستخدم لتسهيل العمليات الحسابية إذا كانت قيم س، ك م ، م ، ك ص كبيرة وكانت الغات غير منتظمة أو منتظمة .

ثالثا ، باستخدام الإنحرافات المختصرة ،

$$(3_{0} - \frac{3_{0}}{1})$$
, $\neq out (3_{0} - \frac{3_{0}}{1})$

وهى الصيغه الشائعه الإستخدام ، اسهولة عملياتها الحسابية وتناسب جداول التوزيجات التكرارية المنتظمة .

وبالطبع كافئة الصور السابقة لحساب معامل بيرسون للارتباط تودى إلى نفس النتيجة .

مثال (٤) :

الجدول التالي يوضح عمر الطفل بالسنوات (س) ووزنه بالكيلو جرامات

طفل .	۲.,	من	مكونه	لعينه	(ص))

المجموع	۲۰ _ ۱۸	_17	_11	_11	-1.	5 /5
19		۲	٥	٨	٤	أقل من سنه
٤٠	٣	٧	۱۳	11	٦	1
¹ Y \	11	١٨	7£	۱۳	٥	-4
٥٠	٩	11	١٦	٩	۲	_٣
۲٠	٣	٨	*	۲		0_1
۲۰۰	41	٤٩	70	٤٣	١٧	المجموع

والمطلوب:

حساب قوة العلاقة بين (س ، ص) بإستخدام معامل بيرسون للارتباط وفقا أما يلى :

أولا : طريقة القيم الأصليه مباشرة .

ثانيا : طريقة الانحرافات عن وسط فرضى .

ثالثا : طريقة الانحرافات المختصرة .

الصل:

أولا : باستخدام القيم الأصليه مباشرة

وسيتم الحصول على عناصر القانون السابق مما يلى : (١) التوزيع الهامشي أس(س)

س' ك ر	س ^{اك} س	س (مراكز الفئات)	كى	فاس
٤,٧٥	۹,٥	۰,۰	19	أقل من سنه
90,00	٦٠	١,٥	٤٠	-١
117,00	177,0	۲,٥	٧١	_4
717,00	140,00	۳,٥	٥.	_٣
1.0,	٩٠	٤,٥	٧٠	0_ £
1007	017		7	المجموع

(٢) التوزيع الهامشي لـ (ص)

ص کی می	ص ك من	مں	ك س	ن د
7.07	144	11	۱۷	-1.
7777	००१	۱۳	٤٣	_14
15770	940	10	٦٥	_11
15171	۸۳۳	۱۷	٤٩	_17
9877	191	19	77	٧٠ _ ١٨
17197	4.54		7	المجموع

(٣) جدول التوزيع المشترك للمتغيرين (س، ص)

	14	17	10	11	"	وكزم	
مدس ص ك يس	414	_17	_11	_11	-1.	فات مر فات س	ملكزس
184,0	- مغز	17	TY,0	۸ ۲۵	¥¥ £	أقل من سته	ه,۰
۸Y٠	۴ ۸۰,۰	144.0	197,0	۲۱٤,۰ ۱۱	7	٦-	1,0
*Y £ Y ,0	١١ ٥٢٢,٥	νω \ γ	1 18	177,0	117,0	_٢	۲,0
1504	04,0	ATT 1E	A1.	1.1,0	w Y	-۲	۲,٥
1504	102.6	٨ ٢٠٠٢	٤٧٢,٥	114 4	- مغر	0_ £	£,0
7779	1577	41-0 ,0	10£1,0	1710,0	170,0		مدس ص الحس

حصلنا علي محـ س ص ك _{س مس} كما يلى:

١ ـ حددنا مراكز فئات (س) بدلا من فئات (س)

٢ ـ حددنا مراكز فات (ص) بدلا من فات (ص)

آ - تقوم بمترب مركز فقة (س) × التكرار المناظر الصوحود بالخلية في مركز فقة (س) × مركز فقة (س) المناظر لهذا التكرار، فمثلاً تكولو الخلية (٤) مركز فقة (س) المناظر لهذا التكرار، فمثلاً تكولو الخلية (٤) الموجود في الخانة الأولى من الصف الأول يصرب في مركز الققة الأولى له (س) أي في الصف الأول أي المركز القلقة الأولى له (ص) في الصف الأول أي ١١ أي بصرب ٢ - ٢ × ٠,٠ × ١١ - ٢٧ والبرثة توضع في مربع داخل الخلية الأولى أمام القذة الأولى ف (س)وتكرر ما سبق في كافة خلايا الجدول كما

وبالتعويض في المعادلة (٦) من بيانات الجداول السابقة نحصل على

$$\frac{\sqrt{197}}{\sqrt{197}} - \left(\frac{\sqrt{10}}{1.7}\right) \left(\frac{\sqrt{197}}{1.7}\right) \frac{\sqrt{197}}{\sqrt{1}}$$

$$\sqrt{\sqrt{197}} - \left(\frac{\sqrt{10}}{1.7}\right)^7 \times \sqrt{\sqrt{1923}} - \left(\frac{\sqrt{197}}{1.7}\right)^7$$

$$= \frac{\sqrt{197}}{\sqrt{197}} - \frac{\sqrt{197}}{\sqrt{197}}$$

$$= \frac{\sqrt{197}}{\sqrt{$$

ح`ركى	ح ں كى ر	حي≂ (س-أر)	س س	اك ر	فسين
٧٦	٣٨_	۲_	۰,۰	19	أقل من سنه
٤٠	٤٠_	١	۱,٥	٤٠	-1
صفر	صفر	صفر	۲,٥	٧١ .	_4
۰۰	۰٠+	1+	۳,٥	۰۰	_٣
۸۰	٤٠+	۲+	٤,٥	٧٠	0_ £
7£7	17	مقر	Y,0 - ,i	7	المجموع

(٢) التوزيع الهامشي ألم(ص)

ح'س ك س	ح من ك من	ځس	ص	كس	ف من
777	٦٨_	٤_	11	1٧	_1.
177	۸٦_	۲_	١٣	٤٣	_17
مفز	مسفر	صفر	10	70	_18
197	9.4+	۲+	۱۷	٤٩	_17
113	1.5+	٤+	19	47	٧٠ _ ١٨
1.01	٤٨	صفر	10=,1	۲٠٠	المجموع

(٣) جدول التوزيع المشترك للمتغيرين (س ، ص)

	٤+	۲+	مغز	۲_	£_	حس ح	
مدح رح س كسرس	19	17	10	11	11	فس فس	ح د
. 70	- منز	٨_ ٢	ه منز	۲۲ ۸	177	آقل من سنه	۲_
٧.	۲_ ۲	1£_ ¥	۱۲ مغر	" "	71	_1	1_
صفر	۱۱ مغز	۱۸ مغز	۲٤ منز	۱۲ مغر	٥ مغز	_4	مغز
73	n 1	YA 18	۱۱ منز	A. 1	٨_ ٢	_٢	1+
£A	71	77	۷ مغ	A_ Y	- مغز	0_ {	۲+
117	£Å	73	مغز	**	٤A	مدحرحساكيس	

الخلية الأولى في الصف الأول في الجدول =
$$_{^{\prime}}$$
 $_{^{\prime}}$ $_{^$

وبالتعويض في المعادلة رقم (٧) من بيانات الجداول السابقه

$$c = \frac{\frac{171}{177} - (\frac{71}{17})(\frac{\Lambda^{2}}{1.7})}{\frac{171}{177} - (\frac{17}{17})^{7}} \times \frac{\frac{\Lambda^{2}}{1001}}{\frac{171}{177} - (\frac{\Lambda^{2}}{1.7})^{7}}$$

$$= 177. \quad (||Cir||dddcs) \text{ diags}$$

ثالثا: طريقة الإنحرافات المختصرة:

التوزيع الهامشي **ل**سر (س)

ح√ر ك	ح ^ک ^ك ي	حـُر	خ بن	w	كى	فيس
19	19_	1-	۲_	۰,٥	19	أقل من سنه
١٠	۲۰_	- ۰,۰ _	١_	1,0	٤٠	_1
صفر	مسفر	صفر	صفر	۲,٥	٧١	_ ٢
17,0	40+	٠,٥+	۱+	۳,٥	٥٠	_٣
۲٠	4.+	1+	۲+	1,0	٧.	0_1
11,0	٦	مسقر	ل, -۲	1,0-,1	7	المجموع

التوزيع الهامشي لمراص

ح'سك س	ح من ك من	ح س	ح من	ص	ك من	فاص
7A £٣	71_ 17_	۲_	ź Y	11	17	-1.
مسفر	مغر	صفر	صفر	10	17 70	_1¥
£9 1•£	19 0Y	1+	Y+ £+	17	£9 Y7	_17 Y•_1A
47.5	71	صفر	ل ₊ = ۲	أ, = ١٥	v	المجموع

جدول التوزيع المشترك للمتغيرين (س ، ص)

	۲+	1+	مغز	1_	۲_	ے <u>'</u> ر	
مدح رح الكي	414	-11	_1£	-11	-1.	فاق فاص	∱
18	- منو	r_ r	ه مغر	^ ^	A É	آقل من سنه	1-
٥	۴ ۲ <u>-</u>	r,o_ Y	¥ 3.1	3.	<u></u>	-1	۔,٥_
مفر	= ja	لا مغر	۲۲ انتر	الا مغر	ہ بز	_4	منز
1,0	• •	v \18	" أسغر	١,٥_ ١	٧_ ٢	٦-	+0.+
17	, ,	^	۷	۲_ ۲	- مغ	0_ £	١
٤٠,٥	18	4,0	مغز	٧	14		

وبالتعويض في المعادلة رقم (٨) من بيانات الجداول السابقه

$$\frac{\frac{r_{\star}^{\star}}{r_{\star}^{\star}} - \frac{r_{\star}^{\star}}{r_{\star}^{\star}}}{r_{\star}^{\star}} - \frac{r_{\star}^{\star}}{r_{\star}^{\star}}} - \frac{r_{\star}^{\star}}{r_{\star}^{\star}}}{r_{\star}^{\star}} - \frac{r_{\star}^{\star}}{r_{\star}^{\star}}} - \frac{r_{\star}^{\star}}{r_{\star}^{\star}}}{r_{\star}^{\star}}$$

= ٢١٤٠ (نفس الجواب في الطريقة السابقة)

ملاحظات على معامل الارتباط الخطى البسيط:

١ ـ يقيس معامل الإرتباط الخطى البسيط قوة العلاقه الخطية بين المتغيرين س، ص، ونعلى بذلك درجة إنتشار أو تركز إحداثيات أزواج القيم المتناظرة لكل من س، صحول خط الإنحدار فكلما زاد قربها من خط الانحدار زادت قوة العلاقة (الارتباط) والعكس صحيح .

٢ - إشارة معامل الارتباط تحدد إنجاة العلاقة بين المتغيرين س ، ص فاذا كانت (+) تكون العلاقة بينهما كانت (+) تكون العلاقة بينهما عكسية ، وتتوقف الاشارة إليها على إشارة التغاير في س ، ص أي (البسط) معامل الارتباط موجبه حين يكون تغاير س ، مص في إنجاه واحد ، وتكون إشارة معامل الارتباط موجبه حين يكون تغاير س ، ص في إنجاه واحد ، وتكون إشاره معامل الإرتباط سالبه حين يكون تغاير س ، ص في إنجاهين متضادين، ذلك لأن مقام معامل الإرتباط دائماً موجب لأنه عبارة عن (ع ي × ع م) وكلاهما مقدار موجب .

٣- إستقلال معامل الارتباط عن وحدات قياس المتغيرين س ، ص ونقطه الأصل لكل منهما ، للسبب السابق وجدنا أن قيمه (ر) لا تختلف سواء حسبت من بيانات أصلية أو باستخدام أسلوب الوسط الفرضى أو أسلوب الانحراقات المختصرة لظاهرتين ثابتتين كما لا تختلف قيمة (ر) أيا كان التعديل الذى ندخله على مفردات نفس الظاهرتين.

ثالثاً ،معامل سبيرمان لإرتباط الرتب (للبيانات الوصفية أوالكمية الترتيبية غير المبوبة)،

Spearman,s Rank Spearman Corre lation Coeffcient.

مقدمـة:

سبق أن أوضحنا أن عناصر الظواهر الاحصائيه قد تكون ذات قيم كميه أى ذات قياسات كميه (quantitive) أو قد تكون ذات قيم كميه أو وصفيه ترتيبيه (ordinal) ، كما هو الحال عند ترتيب الطلاب حسب درجات نجاحهم (كمية ترتيبيه) أو ترتيبيه) أو ترتيبيه على اساس تقديرات نجاحهم (وصفيه ترتيبيه) أو عندما نريد قياس العلاقة بين ظاهرتين تم تسجيلهما على إساس الرتب وفق معيار أو اكثر محدد مقدما ، مثل مستوى النشاط الرياضي (س) للطالب في مجموعة محددة ، ومستوى نشاطه الغنى (ص) في نفس المجموعة، ومن ثم يمكن ترتيب عينه الطلاب المحددة في كل من الإختبارين س ، ص . اما تصاعديا وإما تنازليا على حسب الأحوال .

ويعرف معامل سبيرمان الإرتباط بين متغيرين كل منهما مقاس رتبيا (كمياً أو وصفياً) في عينة عددها (ن)، هنا يمكن إعطاء قيم (س)، وكذلك قيم (صر) قيماً عبارة عن الاعداد الطبيعية (١ ، ٢ ، ٣ ،..... ، ن) مرتبة ترتبياً خاصاً ثم إستخدام فروق الرتب بين س ، ص لإيجاد معامل إرتباط الرتب لسبيرمان والذي استخدمه في إيحاثه الخاصة بعلم النفس، ويعتمد هذا المعامل على ترتيب المتغيرين ترتبياً تنازلياً أو تصاعدياً، مع مراعاة أن يكون هذا الترتبب في انجاه واحد وتكون معادلة حساب هذا المعامل على الصورة:

حيث تشير :

فً الله مربع الفروق بين زوجين متناظرين من المتغيرين س ، ص

تشير إلى عدد مفردات أزواج عينة الدراسة.

وتستخدم الصيغة السابقة إذا لم يصادف الباحث تشابها أو تكرارا في رتب بعض والمغردات في المتغير الواحد سواء أكان المتغير س أو المتغير ص .

إما إذا كان هناك رتباً متشابهة أو متكررة في أي من رتب المتغيرين س، ص فالأمر هنا يختلف لأنه من المعروف أنه كلما زادت نسبة الرتب المتشابهة أو لمتكررة كلما قلت دفة معلمل إرتباط سبيرمان وفقاً للصيغة السابقة (٩) . وعليه فإنه .

 ا إذا رأى الباحث الاحصائى أن نسب العناصر المتشابهة أو المتكررة فى
 كل متغير بسيط بحيث يمكن تجاهلها ومن ثم تجاهل تأثيرها على دقة قيمة معامل الإرتباط فإنه فى هذه الحالة يمكنه حساب هذا المعامل باستخدام المعادلة
 (٩) السابقة.

٢ ـ لكن إذا رأى الباحث أن نسب العناصر أو المفردات المتشابهة (أو المنكررة) عاليه، فلا يمكنه تجاهل تأثيرها على دقة قيمة معامل الارتباط وهنا يمكن إستخدام المعادلة التالية لقياس معامل إرتباط الرتب لسيرمان:

$$(1) \dots \frac{7 - 2 - 2}{2 \cdot 2} - \frac{1}{2} - \frac{2}{2} - \frac{2}{2$$

حيث (م) تشير هنا إلى عدد العناصر المتشابهة (أو المكررة) أى عدد مرات تكرار كل مفردة مكرره في كل من س أو ص أو كلاهما .

مثال (٥):

إستخدام معامل سبيرمان لإرتباط الرتب في عينة مكونة من عشرة عمال، لايصاح العلاقة بين عمر العامل (س)، وأجره اليومي بالجنيه (ص) في أحد المصانع من الجدول التالي:

17	۳۰	١٨	71	77	77	YY	۲٠	40	10	ن
٤	40	10	۲.	١٣	11	١٠	10	11	٥	ص

الحسل : يمكن وضع كل من المتغيرين س ، ص فى صورة ترتيبيه تصاعديه كما يلى :

مربع ال غروق د (ف) أ <i>ى</i> (ف ^۲)	الفرق بين (س ـ ص) (ن)	ترتیب (ص)	ترتیب (س)	ص	w	رقم مسلسل
١	١_	۲	١	٥	10	,
٤	۲_	٥	. ٧	17	40	١ ٢
17	٤_	٨	٤	10	٧٠	۳
777	٦+	٣	٩	١٠	77	£.
١ ،	۱+	٤	٥	11	77	ا ہ ا
٤	7+	٦	٨	١٣	77	٦
٩	٣_	9	٦	٧٠	72	Y
17	£_	٧	٣	12	18	^
مسفر	مسفر	١٠	١٠	10	٣٠	٩
١	1+	١	۲	٤	17	١٠.
**						المجموع

،ن = ۱۰

وحيث أنه لم تتكرر أى مفردة من مفردات س أو ص فانه يمكن إستخدام الصيغة (٩) لقياس معامل الارتباط الرتبي .

$$\frac{\mathsf{M} \times \mathsf{T}}{(1-1\cdots)1} - 1 =$$

۱ = ۱ - ۰,۵۳ = ۰,۵۳ (ارتباط طردی ضعیتی بین س ، ص) مشال (٦):

فيما يلى التقنيرات العامه لعينه مكونه من سته طلاب في مانتي المحاسبه (س) والقانون (ص) .

ضعيف	ضعيف جدا	جيدجنا	مقبول	ختر	ممتاز	<u>u</u>
ضعيف جدا	ضعيف	ممتاز	جيد	جيدجدا	مقبول	ص

والمطلوب : قياس معامل سبيرمان للارتباط بين س ، ص الحل:

بترتيب من ، ص تنازلياً نحصل على الجدول التالي:

ف	ف	ترتىب ص	ترتیب <i>س</i>	ص	JU.	رقم الطالب
٩	۳_	ź	١	مقبول	ممتاز	١
١,	۱+	۲	٣	جيدجنا	جيد	۲
١١	1+	٣	£	جيد	مقبول	۳.
١	1+	١	۲	ممتاز	جيدجدا	٤
١	۱+	٥	٦	ضعيف	ضعيف جدا	٥
١	١	٦	٥	ضعيف جدا	ضعيف	٦
18						

حيث أنه لم تتكرر أي مفردة للعينة في كل من س ، ص

مثـال (٧) :

فيما يلى بيان يمثل تقديرات عينة مكونه من (٢٠) طالباً باحدى سنوات كليه التجارة في مادتى الإحصاء والإقتصاد، فحدد قرة العلاقة واتجاهها بين المادتين باستخدام معامل سبير مان للإرتباط.

ص	יט	مسلسل	ص	س	مسلسل	التغديرات في الأقصاد (مر)	التغويرات فى الاحصاء (س)	مسلسل
مقبول	ختر	10	مقبول	ختر	٨	ختر	جيدجنا	1
جيدجنا	ممتاز	17	ممتاز	ممتاز	1	ضعيف جدا	ضعيف جدا	۲
مقبول	مقبول	۱۷	ضعيف	ضعيف جدا	١٠	مقبول	ضعيف	٣
جيد	جيد	14	مقبول	جند	11	ختر	جند	٤
ضعيف	ضعيف جدا	19	مقبول	جيدجنا	۱۲	مقبول	مقبول	٥
مقبول	جيد	۲٠	منعيف	ضعيف جدا	18	جيدجنا	ممثاز	٦
			ختر	र्नेन	18	منعيف	مقبول	٧

بترتيب كل من س ، ص تصاعدياً كما في الجدول التالي.

ن ۲	نف	ترتىب ص	ترتیب س	ص	س	مسلسل
,	١+	10,0	17,0	جيد	جيدجدا	1
7,70	1,0+	١	۲,٥	ضعیف جدا	ضعيف جدا	۲
70,70	٤,٥_	۹,٥	٥	مقبول	منعيف	٣
17,70	۳,۵ _	10,0	17	جيد	جيد	٤
7,70	_ ۵٫۲	۹,٥	٧	مقبول	مقبول	٥
٠,٢٥	+ ۵,۰	14,0	19	جيدجدا	ممتاز	٦
17,70	۳,٥+	۳,٥	٧	ضعيف	مقبول	v
7,70	Y,0 +	٥,٩	11	مقبول	جيد	٨
١ ،	1 =	٠ ٢٠	19	ممتاز	ممتاز	٩
١	١_	۳,٥	۲,۵	ضعيف	ضعيف جدا	١٠
٦,٢٥	Y,0+	۹,٥	14	مقبول	جيد	11
٤٩	٧+	۹,٥	17,0	مقبول	جيدجدا	17
١١	١_	۳,٥	۲,٥	ضعيف	ضعيف جدا	١٣
17,70	۳,٥ _	10,0	11	جيد	جيد	11
7,70	Y,0+	٥,٥	14	مقبول	جيد	10
٠,٢٥	۰,0+	14,0	19	جيدجدا	ممتاز	17
7,70	۲,٥_	۹,٥	٧.	مقبول	مقبول ،	۱۷
17,70	۳,٥ _	10,0	14	ختر	جيد	14
١	١_	۳,٥	۲,٥	منعيف	ضعيف جدا	19
7,70	Y,0+	ه,۹	17	مقبول	خترد	۲٠
177,0						المجموع

ملاحظات على ترتيب تقديرات (س) التي بها تكرار:

وهي تقديرات الطلاب أرقام (٥،٧، ١٧،).

$$17,0 = \frac{77}{Y} = \frac{11+17}{Y} = \frac{7}{Y} = 17,0$$
 ع متوسط ترتیب تقدیر جید جدا

وباتخاذ نفس الأمر بالنسبه لترتيب (ص) سنجد

وحيث أن هناك تكرار في مفردات كل من س ، ص وعليه فسنطبق المعادلة رقم (١٠) على الصورة التالية:

$$\frac{(a-1)a-\frac{1}{2}}{(1-1)} = \frac{1}{(1-1)}$$

والجدول بالصورة السابقة لا يحقق كافة عناصر المعادلة السابقة حيث سنحتاج إلى حساب

التقدير المكرر: بالنسبة له (س) + بالنسبة له (ص) - المجموع

٢- تقدير ضعيف : (ـــ + (٤٠٠١) = ٦٠

-١٠٨١٠٤-

 • • هذاك علاقة قوية بين تقديرات الطلاب في مادة الاحساء وتقديراتهم في مادة الإقتصاد وهي علاقة طردية.

إرتباط الصفات الغير قابلة للترتيب

هناك بعض الصفات الغير قابله للترتيب ، مثل الجنس ، التدخين ، والتطعيم ، والاصابه بعرض ما ، ولون الزهرة ، ورائحة الزهرة ولون العينين ، ودرجة التعلم الغ، فإن هناك مقاييس أخرى – خلاف معامل سييرمان الإرتباط والذي يقتصر إستخدامه في حاله الصفات الترتيبيه ــ لدراسة الإرتباط بين ظاهرتين من الصفات الغير ترتيبيه ستقتصر دراستنا على إحداها (*) ألا وهو :

معامل الإقتران ، Associaton Coefficient

ويقتصر إستخدامه عند إيجاد العلاقة بين صفتين غير ترتيبتين في مجالات علمية كثيرة في عليم كثيرة كالطب والزراعة، وعلم الإجتماع ... الله ، كما هو المحال عند دراسة مشكلة التدخين فيكون هناك صفتين لمجتمع الدراسة (مدخن أو غير مدخن) ، ومشكلة التعليم والعمل فيكون هناك صفتان (متعلم ، وأمى ومشكلة العمل أو للبطالة فيكون هناك صفتان (يعمل ، متعطل) ، ومشكلة الإصابة بمرض ما فيكون هناك صفتان (أصيب ، أو لم يصب) بهذا المرض، أو مشكلة التطعيم بمصل ما فيكون هناك صفتان (فعال أو غير فعال)

وعموما لدراسة مفهوم الإقتران بين صفتين أو متغيرين ما نفرض أن لكل

^(*) هذاك مقياس آخر وهو معامل التوافق .

من المتغيرين (س) ، (صر) صنعتان الصفة الأولى (س,) والصفة الثانية (س,) للمتغير س ، والصفة الأولى (ص,) والصفة الثانية (ص,) للمتغير (ص) وتم جمع بيانات عن الصفات السابقة من عينه دراسيه (ن) فإنه يمكن عرض بينانات المتغيرين على الصورة السابقة في جدول مزدوج يشتمل على أربع خلايا يطلق عليه ، جدول الإقتران ، مكون من صفين وعمودين ويأخذ الصورة التاليه:

جدول الاقتران لـ (س، ص)

المجموع	تكرارات الصفة الثانيه (صر)	تكرارات الصفة الأولى (ص ،)	المتغير (س)
ر کوری کر	,,°°	,"	تكرارات الصفه الأولى (س.) تكرارات الصفه الثانيه (س.)
ن	ن.۲	ن.,	المجموع

حيث :

عناصر الصف الأول:

- (١) ت، عباره عن التكرارات المشتركه في الصفه الأولى (س,) للمتغير
 (س) والصفة الأولى (ص,) للمتغير (ص)
- (٢) تب، عباره عن التكرارات في الصفه الأولى (س،) للمتغير (س)
 والصفة الثانيه (ص) المتغير (ص)

عناصرالصف الثاني:

(٣) ته, عباره عن التكرارات المشتركة في الصفة الثانيه (س) للمتغير

(س) والصفة الأولى (ص) للمتغير (ص)

(4) $m_{\gamma\gamma}$ عبارة عن التكرارات المشتركة فى الصفة الثانية (m_{γ}) المتغير m_{γ} والصفة الثانية (m_{γ}) المدخير (m_{γ}) وسنرمزله بالرمز (m_{γ}) بالملاقة التالية:

$$\Delta_{J(\bar{b})} = \frac{\Delta_{II} \times \Delta_{II} - \Delta_{II} \times \Delta_{II}}{\Delta_{II} \times \Delta_{II} + \Delta_{II} \times \Delta_{II}} = \dots(11)$$

أوجد معامل الاقتران بين العمل والتطيم لعينه من الأفراد بلغ قوامها ٤٠٠ شخص ، وكانت البيانات التي تم جمعها عنهم كما يلي :

المجموع	' متعلم	أمى	العدل (س) التطيم (س)
٧٠	٨. لا	A°.	لايعمل
44.	YAFE	30.	يعمل
٤٠٠	٣٠٠	1	المجموع

الصل:

^(*) وصل اليه بيسل (yule)

الجدول التالى بلخص نتائج الدراسة التى قامت بها منظمة الصحة العالمية بالاسكندرية لمعرفة تأثير إستخدام عقار ما على رفع ضغط الدم لعدد ١٠٠٠ مريض مصابون بانخفاض صغط الدم .

المجموع	لم يرتفع	إرتفع	ضغط الدم (ص) تناول العقار (س)
٧٢٠	17.	٥٥٠	إستخدم العقار
74.	19.2	\1 4.	لم يستخدم العقار
1	۳٦٠	75.	المجموع

الحسل:

$$\frac{1}{1}$$

 ٧٤٠ (هناك علاقة متوسطة بين إستخدام العقار وارتفاع ضغط الدم) خامساً: الملاقة بيم معامل بيرسون للإرتباط (ر) وبين معاملات الاتحدار (أ، م) محيهدف كل من الإنحدار والإرتباط إلى التعرف على العلاقة بين المتغرين س، ص، فمن المتوقع وجود علاقة بينهما وحيث أن: أولا: معامل انحدار ص / س:

$$(17)$$
(17)

من الملاقتين (١٢) ، (١٣) السابقتين نستنج رجود علاقة متبادلة بين معامل الإرتباط (ر) ومعاملات الانحدار (أ، م) ويمكن إيجاد أحدهما بمعرفة الآخد حدث أن:

- ر (معامل الإرتباط)

مما تقدم نجد أن :

معامل الارتباط عياره عن الجذر التربيعي لحاصل ضرب معامل اتحدار ص/س أي (أ) في معامل اتحدار س / ص أي (م) أي أن :

وكذلك:

$$1 - (x, \frac{3w}{3w})$$

ومنها نستنتج :

وايمنيا :

ومنها نستنتج :

$$c = a \times \frac{3w}{3w}$$

مثال(١٠)؛

من المثالين رقم (١) ، والمثال رقم (٤) في هذا الفصل إستنتج : .

أولا _ معامل الارتباط بمعاومية كل من أ ، م .

ثانياً _ معامل الارتباط بمعلومية (أ) فقط .

ثالثاً _ معامل الارتباط بمعارمية (م) فقط.

الحـل:

أولا : من حل المثال رقم (١) السابق وجدنا أن أ = ، ٦،٥٠.

ومن حل المثال رقم (٤) السابق وجدنا أن م = ١,١٢٩

ومن العلاقه رقم (١٤) السابقه

$$v \in -\sqrt{|x|}$$

$$v \in \sqrt{\Lambda f_* \times PYI_*I}$$

- ٨٨٠ (أي أن العلاقة بين س ، ص متوسطه)

(ب) من حل المثال رقم (١) السابق وجدنا أن أ = ١٠,٦٨

كما أن

$$3v = \sqrt{\frac{\sqrt{v - v}}{v}} - (\frac{\sqrt{v - v}}{v})^{T}$$

$$= \sqrt{\frac{TPV}{T}} - (\frac{TPV}{T})^{T}$$

تمارين (٧)

 (١) أوجد معادله خط إنحدار ص/س ، ومعادله إنحدار س/ص من بيانات الجدول التالى باستخدام طريقة المربعات الصغرى (باستخدام اكثر من طريقه)

[′	٦	٥	٤	٧	١	س (عدد ساعات العمل)
٤	,	179	77	71	18	٧	ص (عدد الوحدات المنتجه)

ومنها إستنتج:

أولا: ص عندما س = ۱۲ من معادله <math> m / m ثانيا: m = 10 من معادلة m / m

(٢) أوجد معادله خط إنحدار ص / س للبيانات التاليه :

٧٠	۰۰	٦٠	٦.	٧٠	٧٠	9.	۸۰	٥٠	٤٠	w
٨٠	9.	1	٨٠	١	٩٠	14.	14.	١٠٠	9.	ص

(٣) بفرض أن س : قيمة ما أنفق في أحدى السنوات (بالألف جنيه) على حمله إعلانيه للدعوة إلى تنظيم حجم الأسرة في إحدى المحافظات .

، ص : عدد المترددات على مراكز تنظيم الأسرة (بالماات) في تلك المحافظة .

وبفرض أن العلاقة بين س ، ص علاقة خطية كما أن : مدس = ٥٥ ، مدس = ١٦٠

، مدس = ۲۸۷ ، مدس = ۲۷۲۰

، مدس ص = ۱۰٤٥ ، ن = ۱۰

فأوجد:

أولا : معادلة خط إنحدار ص / س

ثانيا: من المعادله السابقه أوجد المدد المتوقع لمن سيترددون على مراكز تنظيم الأسرة بالمحافظة المذكورة في نفس السنة لو أن ما أتفق على الحملة الاعلانيه - ٣٠٠ ألف جنبه

(٤) البيانات التاليه ثم جمعها خلال ثمانى سنوات متتاليه من احدى الرحدات الانتاجيه .

10	٣٠	٥٠	٤٠	٣٥	10	10	١٠	الانتاج (بالاف وحده) س
٦٥	٥٠	٧٥	٦.	٤٥	٧٠	٤٠	٣٥	التكلفه (بالاف جنيه) ص

والمطلوب :

- (أ) باستخدام طريقة المربعات الصغرى أوجد معادله خط إنحدار ص/س بغرض أنه شبه مستقيم .
 - (ب) قدر التكلفه المتوقعه عند مستوى انتاج ١٠٠ ألف وحدة .
- (٥) فيما يلى جدول يوضح الدخل (س) والأنفاق (ص) بالألف جنيه لمدد (٧ أسر) - باستخدام طريقه المربعات الصغرى بافتراض أن أنه خط مستقيم.

٧٠	10	۱۳	۱۲	۱۲	١٠	٨	w
19	۱۳	1.	1.	11	9	٨	ص

والمطلوب: أولا: تحديد معادله خط انحدار ص/س

ثانيا : قدر الانفاق عندما يكون الدخل ٣٥ ألف جنيه سنويا .

ثالثا : تحديد معادله خط إنحدار س/ص .

(٦) كانت قيمة المبيعات لاحدى شركات الحديد والصلب عن الفترة ٨٦ ـ
 ١٩٩٥ بملايين الجنبهات .

1996	1998	1998	1997	. 1991	199.	1949	1944	1944	1947	س
.171	١٠٠.	94.	۸۰	110	1.0	9.	٨٠	٧٠	10	ص

والمطلوب ،

تحديد معادله خط إنحدار قيمه المبيعات على الزمن ومنه قدر المبيعات خلال عام ١٩٩٨ .

 (٧) فيما يلى بيان إجمالى المنفق على ميزانيه الأسرة (س) والانفاق على المسكن (ص) في عينة تضم ١٠ أسر باحدى المدن:

10	٦٠	00	۰۵	٤٥	٤٠	40	۳۰	40	٧٠	س (بالألف جنيه)
۳۰	75	40	۲۱	٧٠	18	17	17	10	١Ì٤	ص (بالألف جنيه)

والمطلوب :

أولا : معامل بيرسون للإرتباط الخطى البسيط بين س،ص (بأكثر من طريقة) ثانيا : معامل سبيرمان للارتباط بين س ، ص .

(٨) أوجد معامل بيرسون للارتباط الخطى اذا عامت أن :

محس ص = ۱۸۸۰۲ ، ن = ۱۰

 (٩) فيما يلى جدول يوضح نسبه البطاله (س) ، وكميه الانتاج بملاين الجنبهات (ص) باحدى المحافظات خلال عشرة سنوات منتاليه .

212,1	۲۱۰,٤	71·,A	// 1, v	۱۲,۵	211,5	۲۱۰,۳	Z 11, v	211,1	214	س
٧٠٢	٧٢٠	٧٧٤	٧٠٩	705	٧٧٢	۸۰۱	717	٧٧٠	٧٠٢	ص

أوجد:

(أ) معامل بيرسون للارتباط بإستخدام الوسطين الحسابين لكل من س،س

(ب) معامل سبيرمان الإرتباط.

(۱۰) قامت إحدى الشركات بسحب عينه عشوائيه من (۳۰ عاملاً) وذلك لمعرفة إنجاه وقوة العلاقة بين الأجر اليومى للعامل بالجنيه (س) ، ومدة خدمته (ص) بالسنوات (بأكثر من طريقة) والجدول التالي يوضح البيانات السجله عن هذه العينة بعد وضعها في صورة جدول توزيم تكراري مزدوج

المجموع	۹_٧	-0	٣-	5 5
٣	١	-	٧	_4
٧	-	٣	£	_£
11	٦٠	٥	-	_1
1	١	٨	-	١٠ _ ٨
٣٠	٨	17	٦	المجموع

 (۱۱) فیما یلی جدول تکراری مزدوج حیث (س) نمثل عمر الرجل المنزوج (س) ، (ص) نمثل ما عنده من الأولاد بین السن ۷ ـ ۱۸ سنه .

والمطلوب : حساب معامل الارتباط لبيرسون بين س ، ص .

 (۱۲) إحسب معامل الارتباط لبيرسون بين العمر (س) لمجموعة من الأطفال ، وبين أوزانهم (ص) باستخدام الجدول التكرارى المزدوج التالى
 (بأكثر من طريقه):

المجموع	19	-^	_٧	_7	_0	U US
٩	_	۲	٥	۲	-	-14
17	١	٤	٦	٣	٣	_7.
٤٣	۰	٩	17	٧	٦	_77
71	۲	٥	٨	٥	١	_75
١٠	-	٧	٥	٣	-	7A_77
1	٨	77	٤٠	٧٠	1.	المجموع

(١٣) إحسب معامل الارتباط من التمرين رقم (١) باستخدام العلاقه بين معامل الارتباط ومعاملات الانحدار.

(١٤) إحسب معامل الانحدار الخطى بين س ، ص من المطومات المتاحة بالتمرين رقم (٨) .

(١٥) إحسب الخطأ المعياري من التمرين رقم (٢) .

(١٦) إحسب معامل الاقتران من البيانات التاليه:

المجموع	غير مدخن	مدخن	التدخين الإصابه بسرطان الرقه
70.	40.	٤٠٠	أصيب
100	۰۰	1	لميمنب
۸۰۰	٣٠٠	٥٠٠	المجموع

الفصسل الشامن ا**لأرقسام القيباسسيية**

INDEX NUMBERS

مقدمة:

يحدث أن تكون هناك ظاهرة أو عدة ظواهر مختلفة فيما بينها ولكن مرتبطة بشكل أو بأخر لتكون مجموعة متجانسة ، ونرغب هنا أن نقيس التغير أو التغيرات التى تطرأ عليها سواه تم قياس ذلك التغير بالنسبة للزمن أم بغيره وليكن من مكان لآخر، هنا يتبادر إلى الذهن لأول وهلة أن القيم المطلقة للتغير أو للإختلاف في قيم الظاهرة أو المتغير خلال فترتين زمنيتين أو أكثر، تعتبر هي المقياس الوحيد والأفضل لقياس هذا التغير، لكنا نود أن نشير هنا إلى خلاف ما سبق، ذلك أن التغير المطلق لا يعتبر مقياساً علمياً دقيقاً في مثل هذه الحالات، بل يستحيل إستخدامه إذا ما إختلفت توعية وحدات القياس (التمييز) بين ظاهرتين أو أكثر فعثلاً:

اذا ارتفع سعر الوحدة من سلعة (أ) من ٢٠ جنيها إلى ٢٠ جنيها إلى ٢٠ جنيها إلى ٢٠ جنيها إلى ٢٠ جنيها خلال فترة زمنية محددة ولتكن سنة، بينما إرتفع سعر الوحدة من سلعة أخرى (ب) من ٥٠٠ جنيها إلى ٥٥٠ جنيها خلال نفس الفترة الزمنية، ففي سعر السلعة (أ) - ٢٠ - ٢٠ جنيهات، والتغير المطلق في سعر السلعة (ب) ٥٥٠ - ٠٠ جنيها فإن قيمة التغير المطلق في سعر السلعة الأولى (أ) أقل بكثير من قيمة التغير المطلق في سعر السلعة الأولى (أ) أقل بكثير من قيمة التغير المطلق في السلعة (ب) حيث بلغ هذا التغير المطلق في السلعة (ب)

(ب) عشرة أضعاف نفس التغير في السلعة (أ).

٢ - أيضاً إذا أردنا مقارنة التغير فى عدد الطلاب بمؤسسة تعليمية فى فترة ما ، بالتغير فى قيمة الرسوم المحصلة لنفس المؤسسة خلال نفس الفترة، فإن المقارنة على أساس قيم مطلقة فى مثل هذه الحالة أن يكون له دلالة أو معنى وذلك لإختلاف نوعية وحدات القياس فى الحالتين السابقتين (طالب ، وجنيه أو دولار مثلا).

لكنه إذا ما أخذنا بالتغير النسبى فى المالات السابقة فإننا سنجد فى المالة (١).

ومده نستنتج أن التغير النسبى فى أسعار السلعة (أ) – ٢٥٪ – أكبر من التغير النسبى فى أسعار السلعة (ب) – ٢٠٪ – أى أن التغير النسبى فى أسعار السلعة (أ) أكبر من التغير النسبى فى أسعار السلعة (ب) لأن ٢٠٪ > ٢٠٪ – والنتيجة السابقة هى عكس النتيجة فى حالة المقارنة على أساس التغير المطلق السابق.

وأيضاً يمكننا مقارنة النغير النسبى فى عدد الطلاب، بالنغير النسبى فى قيمة الرسوم المحصلة، وذلك لإنعدام وجود وحدات تمييز فى حالة إستخدام التغير النسبى، ومن ثم تكون للمقارنة فى الحالة الأخيرة وفقاً للقياس النسبى معنى ودلالة وإضحة وبقيقة. من كل ما سبق يتضح لنا أن الأخذ بالتغير النسبى فى حالة مقارنة قيم ظاهرة أو متغير أو أكثر بالنسبة للزمن سواء أكانت هذه الظواهر أو المتغيرات ذات وحدات قياس واحدة أو ذات وحدات قياس مختلفة يعتبر معياراً أجدى وأدق للدلالة على مدى التغير فى الظاهرة (أو المتغير) أو الظواهر بالنسبة للزمن وأيضاً مدى تغيرها من مكان لآخر.

وبطلق على مقياس التغير النسبي لظاهرة ما أو لمجموعة من الظواهر بالنسبة للزمن أو المكان « بالرقم القياسي » . فالرقم القياسي أهو مؤشر ينشأ لبيان وقياس التغير أو التغيرات النسبية التي تطرأ على ظاهرة أو متغير ما أو في مجموعة من الظواهر المعينة بالنسبة لأساس محدد - قد يكون الزمان أو المكان - وبمعنى آخر هو مقياس إحصائي يستخدم التعبير عن المستوى العام في رقم أو متغير أو مجموعة من المتغيرات بالنسبة للزمن، أو بالنسبة لمنطقة جغرافية إلى أخرى وعليه تعتبر الأرقام القياسية أساسا علميا سليماً لقياس التغيرات في نواحي أو ظواهر متعددة سواء أكانت ظواهر اقتصادية أو إجتماعية أو تربوية ... الخ، ومن هذا إستخدمت الأرقام القياسية كآداة علمية سليمة ومفيدة في الأبحاث الاقتصادية والابحاث الإجتماعية والتربوية، كما تعدنت الأرقام القياسية فالنسبة للأرقام القياسية لأسعار السلع هناك الأرقام القياسية لأسعار الجملة والارقام القياسية لأسعار التجزئة وبالنسية للأرقام القياسية لكميات السلم هناك الأرقام القياسية للسلع المنتجة أو المستهلكة أو المصدرة أو المستوردة من ناحية هذا بجانب الأرقام القياسية للأجور، والبطالة ، والنشاط الصناعي والزراعي والتجاري بالإضافة إلى الارقام القياسية لمستوى المعيشة ونفقتها، والأرقام القياسية المستخدمة في قياس الفقر النسبي، أو قياس الثراء النسبي في دولة أو منطقة ما أو لغير

ذلك من الظواهر الاجتماعية الأخرى أو الظواهر التربوية كقياس التغير فى درجات الذكاء بين مجموعات مختلفة من التلاميذ أو بين مجموعة محددة من التلاميذ قبل وبعد تطبيق منهاج دراسى محدد ... الخ.

وهناك فوائد وتطبيقات عملية عديدة للأرقام القياسية السابقة بإعتبارها آداة علمية نافعة في نواحي متعددة – قياسية وتخطيطية ^(*) من أهمها :

١ - تستخدم الأرقام القياسية للأسعار - تجزئة أو جملة - خلال فترة زمنية محددة لإكتشاف سبب أو أسباب التغير في هذه الأسعار وأثرها على النشاط الإقتصادي تمهيداً لإتخاذ الإجراءات المناسبة للتحكم فيه. حيث أنه بدون تحديد المستوى العام للأسعار لا نستطيع دراسة الحالة العامة للسوق ومن ثم تأثيرهما في الحالة الإقتصادية لأيه دولة أو لأيه منطقة .

٢ – تستخدم الأرقام القواسية الإنتاج بصفة عامة، والإنتاج الصناعي. والإنتاج الزراعي، والتجارة الخارجية، والصناعي. والإنتاج الزراعي، والتجارة الخارجية، والمخزون ... الخ كآداة علمية تخطيطية (تنبؤية) في أيه دولة (ومن ثم التعرف على الانجاء العام والتغيرات الموسمية) وبالتالي إتخاذ إجراءات تنظيمية في كل قطاع وفقاً كللساس السليق سواء في المستقبل القريب أو الععد.

٣ - إن التعرف الصحيح والتقيق للأحوال الإقتصادية لأى وحدة
 سياسية أو إقتصادية - دولة ما أو منطقة ما أو مؤسسة ما - لا يتأتى
 إلا بإستخدام بعض الأرقام القياسية للأسعار بمقارنتها بالأرقام القياسية

^(*) بعد إنخاذ بعض الاحتياطيات الاحصائية.

للإنتاج على سبيل المثال، أو بأى أوقام قياسية أخرى، وذلك للمساهمة في نواحى تخطيطية وتنظيمية في كل منها.

٤ - إن توافر الأرقام القياسية المشتغلين بصفة عامة، وفي كل ناحية من نواحي النشاط سواء أكانت صناعية أو على زراعية أو تجارية أو خدمية على حدة، وكذلك الأرقام القياسية البطالة بصفة عامة وفي كل ناحية من نواحي النشاط الاقتصادي والخدمي السابقة على حدة، سواء تم ما سبق على مستوى الدولة أو على مستوى مناطق جغرافية محددة سوف تقدم مساعدات هامة وفعالة على المستويات التخطيطية والتنفيذية والبحثية في أية دولة في السابق الإشارة إليها عالية المجالات.

٥ – تعتبر الأرقام القياسية أداة علمية هامة تغيد رجال الأعمال عند اتخاذ قرارات الزيادة في أجور عمالهم عند زيادة إنتاجية هؤلاء العمال، بما يعمل على تحقيق المصالح الخاصة لكل من العمال ورجال الأعمال بجانب المصلحة العامة الدولة ككل.

٣ – تتخذ بعض الأرقام القياسية كحجة هامة للنقابات العمالية – خصوصاً فى الدول الرأسمالية – عند ربطهم بين زيادة أجور أعضاء نقاباتهم بالزيادة فى الرقم القياسى لنفقة المعيشة، وذلك محافظة على المستوى المعيشى لأفراد نقابتهم، كما تحاول بعض الدول – خصوصاً الدول المتقدمة إقتصادياً – ربط مستويات الأجور للعاملين به بالمستوى العام لنفقة المعيشة بالدولة حفاظاً على نفس الغرض السابق.

٧ - تعتبر الأرقام القياسية آداة نافعة لقياس التغير في مستوى معيشة

مجموعة محددة من الأفراد ـ سواء لفئة سكانية أو لفئة عمالية - بقياس القوة الشرائبية للنقود وذلك عن طريق قسمة كل من الرقم القياسي لدخولهم النقدية ÷ الرقم القياسي لنفقة المعيشة في نفس الفترة ، بهدف الحصول على الرقم القياسي للدخل أو الأجر الحقيقي (٥) ، والأخير يوضح مدى التغير في مستوى معيشة هذه المجموعة من الأفراد ، وبالتالي مساعدة المسؤلين على إتخاذ قرارات عادلة وفعالة تجاه هذه المجموعة من الأفراد من حيث نوع ومدى المساعدات الممكن تقديمها لهذه المجموعة عندما تدعو الحالة إلى ذلك من ناحية ، ومن ناحية أخرى بتحديد نوع ومدى الاستقطاعات النقدية الواجب تحميل أفراد هذه المجموعة به في صورة رسوم أو ضرائب إذا دعت الحالة إلى ذلك أيضاً . فمثلاً إذا كانت هناك مجموعة محددة من الأفراد ، بلغ متوسط الدخل الإسمى للفرد الواحد منها، (٥٠٠٠ جنيه عام ١٩٨٥) ثم إرتفع نفس الدخل إلى ٨٠٠٠ جنيه حتى عام ١٩٩٥ ، وخلال نفس الفترة (٨٥ _ ١٩٩٥) إرتفع الرقم القياسي لنفقة المعيشة من ١٠٠٪ إلى ١٣٠٪، في مثل هذه الحالة يكون الدخل الإسمى قد إرتفع بقيمة (٨٠٠٠ ـ ٥٠٠٠ = ٣٠٠٠ جنيه) أي بما يعادل ٦٠٪ من الدخل الإسمى عام ١٩٨٥ .

عادة يستحدم الرقم التواسى لنفقة السعيشة في قياس الدخل المقيقي (القوة الشرائية للثقود) وهو
 ما يستطيع أن يشتريه هذا الدخل من سلع رخدمات آخذاً في الإعتبار أسطر تلك السلع والخدمات

الدخل الحقيقي (القرة الشرائية للتقود = ________ × ١٠٠ عدد نفس النقطة عدد نقس النقطة عدد نقس النقطة عدد نقطة المعيشة عدد نقطة معينة)

لكن في مثل هذه الحالة أيصاً يمكننا القول أن (الدخل الحقيقي أو القوة الشرائية وهو = الدخل الأسمى الفقة الشرائية وهو = الدقم القياسي لنفقة الشمشة المعشة المعسدة من (.... من الفترة من (.... ١٠٠) = ١٠٠٨ جنيه فقط (.... من المعشد الم

وما سبق يعنى أن الزيادة الاسمية فى الدخل وقدرها ٣٠٠٠ جنيه قادرة على شراء سلع وخدمات بقيمة (٦١٥٣,٨٥ – ١١٥٣,٨٥ م جنيه فقط أى لا تُتَّمدى نسبة الزيادة فى الدخل الحقيقى <u>١١٥٣,٨٥</u> ×

۱۸۰ = ۱۸٫۷ ٪ فقط من الزيادة في الدخل الإسمى بسبب التغير في أسعار السلم الخدمات الداخلة في تركيب الرقم القياسي ننفقة المعيشة.

وعليه للحفاظ على المستوى المعيشى لأفراد هذه المجموعة يجب زيادة متوسط الدخل الأسمى لهم عما هو عليه عام ١٩٩٥ (٨٠٠٠ جنيه) بغرض الحفاظ على ثبات نققة المعيشة على ما هى عليه عام ١٩٩٥.

والعكس صحيح إذا إرتفت نسبة الزيادة في الدخل الحقيقي عن ٣٠٪ مع ثبات نسبة التغير في نفقة المعيشة عند ٣٠٪، هنا يجب فرض ضرائب ورسوم على أفراد هذه المجموعة من الأشخاص حفاظاً على ثبات المستوى المعيشي مع باقى الفئات الأخرى.

من كل ما سبق يتضح لنا أن الأرقام القياسية تعطى صورة دقيقة في

كافة الأحوال والتطبيقات، وذلك على عكس ما تعطيه الأرقام المجردة أو المطاقة.

كما نود أن نشير هنا أن إستخدام الأرقام القياسية كأساس للمقارنة النسبية ليس قاصراً دائماً على مقارنة التغير على ظاهرة ما زمانياً أو مكثر مكانياً، بل يمكن أن تتم المقارنة المشار إليها بين ظاهرتين أو أكثر مختلفين، فعلى سبيل المثال يمكن المقارنة بين التغيرات في أسعار سلعة ما والتغيرات في الكميات المستهلكة منها، أيضاً يمكن المقارنة بين التغيرات في نفقة المعيشة ومستويات الأجور في منطقة ما، أو بين عدة مناطق مختلفة، ونف الأمر بين التغيرات في القيمة المضافة في قطاع محدد، والتغيرات في عدد المشتغلين في نفس القطاع ... وهكذا.

تركيب الأرقام القياسية:

لإمكان تركيب رقم قياسى - لظاهرة ما أو لعدة ظواهر - فإن الأمر يتطلب التغرقة بين:

أولاً : الأرقام القياسية الزمانية :

هذا يتطلب الأمر تحديد فترة أساس الظاهرة أو الظواهر موضوع القياس وليكن سنة أو عام (١٩٨٠) مثلاً يطلق عليها سنة الأساس باعتبارها سنة عادية - أى أنها سنة لم يحدث خلالها أمر شاذ يؤثر على قيمة هذه الظاهرة في هذه السنة سواء أكان أمراً إقتصادياً أو لجتماعياً أو سياسياً وبمعنى آخر أنه يجب أن تكون فترة (سنة) الأساس فترة إستقرار من جميع النواحي حتى لا يتأثر الرقم القياسي بأى تأثيرات جانبية كأن تكون سنة ثورة أو أصطرابات سياسية أو فترة رواج أو فعرة إصطرابات مناخية حتى لا تكون المقارنة بها غير ذات جدى فعلية،

كما يتطلب الأمر أيضاً تحديد فدرة (أو سنة) مقارنة للظاهرة أو للظواهر موضوع القياس، ولتكن سنة أخرى لاحقة لسنة الأساس السابق – ١٩٨٠ – يطلق عليها فنرة أو سنة المقارنة حيث أن.

ثانياً : الأرقام القياسية الكانية :

حيث يستازم الأمر أيصناً تحديد مكان الأساس للظاهرة أو تلظواهر موضوع القياس - لتكن منطقة جغرافية أو بلد محدد - يطلق عليه مكان الأساس، ولتكن مدينة لندن عام ١٩٩٥ باعتبارها مكاناً يتمتع بأهمية خاصة من حيث إستمرارية تداول السلعة بإعتبارها سوقاً دولية أو بورصة عالمية للظاهرة أو الظواهر موضوع القياس.

كما يستلزم الأمر أيضاً تحديد مكان المقارنة ولتكن منطقة أخرى كمدينة الاسكندرية في نفس العام - ١٩٩٥ - يطلق عليها مكان المقارنة حيث أن :

قيمة الظاهرة - قيمة الظاهرة أو الظواهر في مكان المقارنة - ١٠٠ × ١٠٠ قيمة القياسي للظاهرة - مستخصص × ١٠٠٠ قيمة الظاهرة أو الظواهر في مكان الأساس

أى أن الرقم القياسي زمانياً أو مكانياً

وإن كنا في هذا الفصل ستقتصر دراستنا على تركيب الأرقام القياسية للأسعار والكميات.

علماً بأن الطرق المستعملة في دراسة ظاهرة الأسعار تنطبق على النظواهر الأخرى كالإنتاج والأجور والعمالة ... الخ، مع تغيير بسيط من ناحية الرموز المستخدمة والعوامل الداخلة في تركيب الرقم القياسي.

ثانياً : الأرقام القياسية للأسعار :

1 – مقدمة: وتشير هذه الأرقام إلى التغيرات التى تحدث فى السعر أو الأسعار فى دائرة جغرافية محددة خلال فترات زمنية مختلفة – الأرقام القياسية الزمانية للأسعار – أو التغيرات فى السعر أو الأسعار فى فترة زمنية محددة بالنسبة امناطق جغرافية مختلفة – الأرقام القياسية المكانية للأسعار – سواء أكانت أرقام قياسية لأسعار سلع ضرورية أو لأسعار سلع كمالية من نلحية أو لأسعار الجملة أو لأسعار المستهاكين (القطاعى أو المفرق) من ناحية أنائشة، ذلك أن أسعار السلع – أيا كانت معروف أنها تتغير من زمان إلى زمان إلى السابقة، نستخدم الأرقام القياسية للأسعار – زمانيا أو مكانياً و مكانياً و وذلك السابقة في نقطة زمانياً أو مكانياً و وذلك السابقيد الذي يطرأ على الأسعار السلع السابقة د نستخدم الأرقام القياسية للأسعار – زمانياً أو مكانياً و وذلك بتحديد كل من سعر السلعة – اوحدة معينة فى نقطة زمانية أو نقطة

مكانية يتم إخديارها - يراعى عند اختيارها الشروط السابق الإشارة إليها عند إختيار فنرة أو مكان الأساس - ونسبتها إلى سعر نفس السلعة - لنفس الوحدة المحددة أيضاً فيما سبق - عند النقطة الزمانية أو المكانية التي يراد قياس التغير أو المقارنة عندها، ويطلق عليها ، نقطة المقارنة ، حيث أن :

٢ - الرموز المستخدمة:

سنرمز إلى السعر بالرمز (ع) والمتفرقة بين :

 السعر (ع) في نقطة الأساس – سواء أكانت زمانية أو مكانية سنستخدم الدليل صغر (٠) أسفل الحرف ع أي (ع).

- السعر (ع) في نقطة المقارنة سنستخدم الدليل واحد (١) أسفل الحرف ع أي (ع) أي أن :

 السعر عند نقطة الأساس سنرمز له بالرمز (ع) ، والسعر عند نقطة المقارنة سنرمز له بالرمز (ع).

كما سنرمز إلى الكمية بالرمز (ك) وعلى نفس الأساس السابق يمكن التفرقة بين الكميات في نقطة الأساس ونقطة المقارنة، حيث تشير (ك) إلى الكمية عند نقطة الأساس، (ك) تشير إلى الكمية عند نقطة الأساس، (ك)

كما سنرمز إلى القيمة (الكمية × السعر) بالحرف (ق) وستشير (ق_.) إلى القيمة في نقطة الأساس، (ق_.) إلى القيمة في نقطة الأساس، (ق_.)

وعليه فإنه يمكن تلخيص الرموز المستخدمة من حيث السعر والكمية والقيمة في كل من نقطة الأساس ونقطة المقارنة كما يلي :

الرمز في نقطة القارنة	الرمز في نقطة الأساس	البيسان
ع,	.2 (8	السعر (ع
, শ্র	.ব (<i>e</i>	الكمية (ك
ق	ن) ق.	القيمة (ؤ

فإذا تطلب الأمر تركيب رقم قياسى السعر أو للكمية أو القيمة لعدة سلع مختلفة فإننا للتفرقة بين الأرقام القياسية للأسعار أو الأرقام القياسية للكميات أو الأرقام القياسية للقيم امثل هذه السلع المختلفة سوف يكون الدليل أسفل ع أو ك أو ق مزدوجاً أى مكونا من رقمين متجاورين حيث يشير الرقم الأول إلى نقطة الأساس أو المقارنة بينما يشير الرقم الثانى إلى ترتيب السلعة، فمثلاً إذا كان لدينا عدة سلع (ثلاثة مثلاً) سنجد عند تركيب الرقم القياسى لكل هذه السلم:

السلعة الأولى السلعة الثانية السلعة الثالثة

على الترتيب	۶.٤	، _۲ .۶	الأسعار في نقطة الأساس: ع،
على الترتيب	ع,۳	، _{۲۱} ۶	الأسعار في نقطة المقارنة: ع
على الترتيب	۲۰	, ১. ব	الكميات في نقطة الأساس: ك ،
على الترتيب	۳1 ع	, পু	الكميات في نقطة ألمقارنة: ك ،
على الترتيب	ق.۳	ق.۲	الأسعار في نقطة الأساس: ق، ،
على الترتيب	ق	ق ۲۱	الأسمار في نقطة المقارنة: ق ،

ومن ثم تكون أبسط صيغة للأرقام القياسية للأسعار هي :

أولاً: منسوب السعر (The price Relating)

ويقصد به إظهار سعر سلعة واحدة معينة في فترة المقارنة (Basc معينة في فترة الأساس (Period) مسوياً إلى نفس السلعة في فترة الأساس Period) بعير عنه كما يلي :

٢ - طرق حساب الأرقام القياسية المختلفة لجموعة من السلع:

هناك طريقتان لتركيب الأرقام ألقياسية امجموعة من السلم.

أولهـمـا : تتعامل مع أسعار – أو كميات أو قيم – السلع مباشرة ويطلق عليها الأرقام القياسية التجميعية .

ثانيهما : تتعامل مع مناسيب الأسعار أو الكميات أو قيم هذه السلع ويطلق عليها الأرقام القياسية المتوسطة. وسنتناول الأسس التي يمكن أن يبنى عليها تركيب أرقام قياسية للأسعار.

ثانياً: الأرقام القياسية التجميعية (Aggregative tupe) التي تتعامل مع أسعار أو كميات أو قيم السلم مباشرة.

(أ) الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار:

ولتركيب هذا الرقم يتم قسمة مجموع حاصل جمع أسعار المقارنة لمجموعة السلع الداخلة في تركيب هذا الرقم على مجموع حاصل جمع أسعار الأساس لنفس السلع بدون مفاصلة أو ترجيح سلعة على سلعة أخرى، أي باعتبار أن الأهميات النسبية لمجموعة السلع الداخلة في تركيب الرقم القياسي متعادلة، وعليه فإذا كانت هناك (ن) من السلع الداخلة في تركيب رقم قياسي تجميعي بسيط للأسعار فإن:

الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار لمجموعة هذه السلع

مشال (١) إذا علم لديك أسعار السلع والخدمات التالية في سنتي ١٩٩٥، ١٩٩٩ (بالقرش).

جدول رقم (١)

	السلعة (٥) تذكرة الطائرة (محلياً)	السلعة (٤) الفاز الطبيعي	السلعة (٢) اللحم	السلعة (٢) اللـين	السلعة (١) الضيز	البيان
البيوع	التذكرة	المتر المكتب	الكيلو جرام	لتر	الرغيف	الوحدة الذي يتم على أساسها التسعير
4777	4	٦٠	10	1	۲	السعر عام ۱۹۹۵ (ع.)
707	1,1 s	AY	4	14.		السعر عام ۱۹۹۹ (ع ₎)

والمطلوب حساب الرقم القياسى التجميعى البسيط للأسعار المجموعة السلع والخدمات السابقة.

الحسسل:

وذلك يعنى أن المتوسط العام للأسعار لمجموعة السلع الداخلة فى تركيب الرقم القياسى قد ارتفعت فى نقطة المقارنة (عام ١٩٩٩) عنه فى نقطة الأساس (عام ١٩٩٥) بنسبة قدرها ٧٧٪ أو بمعنى آخر أن المستوى العام للأسعار فى نقطة المقارنة (١٩٩٩) بلغ ١٧٧٪ بالمقارنة بأسعار مجموعة نفس السلع فى نقطة الأساس (١٩٩٥) والبالغة ١٠٠٪ وأهم ما يلاحظ على الرقم القياسى التجميعى البسيط السابق ما يلى:

- أنه من أسهل الأرقام القياسية عملاً وتركيباً حيث تعتمد الفكرة التي يقوم عليها في أننا ننسب مجموعة أسعار مكونات السلع الداخلة في تركيبه في نقطة المقارنة إلى مجموعة أسعار نفس السلع في نقطة الأساس (كما سبق في حل المثال السابق)، وأن كانت بساطة هذا الرقم رسهولته ميزة فإنهما يعتبراً عيباً يؤخذ عليه للآتي:

أن هذا الرقم يقيس لنا التغير في التكلفة المجمعة لشراء وحدة واحدة من مجموعة السلع الداخلة في تركيبه بوحدات قياس كل سلعة منها والتي هي أساس التسعير لكل منها أو بمعني آخر التكلفة المجمعة لشراء كل من رغيف خبز واحد، ولتر واحد من اللبن، وكيلو من اللحم، ومتر مكعب من الغاز الطبيعي، وتذكرة طيران واحدة محلية، وعليه فلو تغيرت وحدات القياس التسعيرية في المثال رقم (١) السابق بالنسبة للخبز إلى طاولة خبز وتساوى (٥ أرغفة) بدلاً من الرغيف، وتذكرة الطائرة الواحدة إلى تذكرتين وتثبيت وحدات السلع الأخرى على ما عليه في المثال رقم (١)

 مما سبق يتضح لنا أن طريقة حساب هذا الرقم القياسي تعتمد إعتماداً كبيراً على وحدات القياس التي يتم على أساسها التسعير، ذلك أنه عندما حدثت تغيرات في وحدات القياس التسعيرية اسلعتين فقط إرتفع متوسط التغير في المستوى العام لأسعار إلى ٨٦٪ في الحالة الثانية بدلاً من الحالة الأولى (مثال ١) ولزيادة إيضاح العيب السابق إذا تغيرت وحدة القياس بالنسبة السلعة (٣) من كيلو لحم واحد إلى خمسة كيلو جرامات من اللحم وأيضاً إذا تغيرت وحدات القياس بالنسبة للسلعة رقم (٤) من متر مكعب واحد من الغاز الطبيعي إلى (خمسة أمتار مكعبة) ويقيت وحدات القياس التسعيرية الأخرى على ما هي عليه كما في المثال رقم (١) فإن:

الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار في هذا الحالة

وهذا يعنى أن متوسطا التغير فى المستوى العام للأسعار – بعد تغيير وحدات القياس التسعيرية لسلعتين فقط هما السلعتين رقمى (٣، ٤) فى الحالة الأخيرة إنخفظت زيادته من ٧٧٪ إلى ٥٢٪ فقط.

٣ - إن الرقم التجميعى البسيط للأسعار يعامل كافة السلم الداخلة فى تركيبة معاملة وإحدة دون تعييز احداهما عن الأخرى بما يتناسب مع أهميتها سواء أكانت سلعة صرورية أو كما ليه ، وبمعنى آخر أن هذا الرقم لا يأخذ فى الاعتبار الأهمية النسبية السلعة سواء فى نقطة المقارنة أو فى نقطة الأساس.

 غضلاً عن اختلاف الوحدات القياسية المستعملة في تسعير السلع المختلفة الداخلة في تركيب هذا الرقم القياسي وما ينشأ عنه من تكبير أو تصغير لكل من (ع) ، (ع) يُعطى بعض السلم أهمية مفتعلة وليست حقيقية ، فعثلا إذا كانت ع لرغيف الخبز = (٢ قرش) في حين كانت ع لرغيف الخبز قد (٣٠٠٠ قرش) لتذكرة الطائرة المحلية نجد أن ع لرغيف الخبز صغيرة جداً بالنسبة إلى ع لتذكرة الطائرة وبذلك نعطى لسعر تذكرة الطائرة وتغيراته وزناً وأهمية أكبر من سعر الخبز الذي في الحقيقة أولى عبد الأهمية .

من كل ما تقدم يتصح أن مجمل عيوب هذا الرقم القياسى تفوق ما يتميز به من السهولة والبساطة فى عمله وتركيبه، لذا كان يجب البحث عن رقم قياسى تجميعى آخر يقضى على بعض أو كل العيوب فى الرقم القياسى السابق.

(ب) الأرقام القياسية التجميعية المرجحة: (Weighed Aggregaie) وتقوم هذه الأرقام على الأخذ في إعتبارها الأهمية النسبية لكل سلعة، وبالطبع لا يتأتى ما سبق إلا بترجيح السلعة ذات الأهمية الأكبر بوزن يتناسب مع أهميتها لذا يتطلب الأمر هنا البحث عن معيار معقول يعطى وزناً حقيقياً للأهمية النسبية لكل سلعة تنخل في تركيب الرقم القياسي التجميعي البسيط، وبعد الدراسة والتحليل وجد أن أهم وأفضل الأوزان الترجيحية المناسبة لكل سلعة هو الكميات سواء أكانت كمياته المستهلكة أو كمياته المنتجة أو كمياته المشتراة على حسب الغرض من تركيب الرقم القياسي.

والسؤال هذا إذا ما تم أخذ معيار الكمية كأساس علمى صحيح ودقيق للترجيح، فهل نستخدم الكميات المتداولة فى نقطة الأساس أم الكميات المتداولة فى نقطة المقارنة لإجراء الترجيح وعلى ذلك فإنه يمكننا أن نحصل على صيغتين لتركيب الرقم القياسي التجميعي المرجح هما:

١ - الرقم القياسي التجميعي المرجح بكميات نقطة الأساس (الرقم

القياسى للاسبير) . وهنا سيتم ترجيح أسعار كل سلعة بالكميات المستهلكة أو المشتراء في نقطة الأساس في كل من البسط والمقام وبفرض أنه :

كان هذاك (ن) من السلع المختلفة مثلاً و هي :

٣ - الكميات المتداولة في نقطة الأساس (ك) كي ، ك. ، ك. ، ... ، ك.

فإن : الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بكميات نقطة الأساس (رقم لاسبير للأسعار)

والرقم القياسى للاسبير يفترض ثبات أذواق المستهلكين ، أى أنهم يستمرون فى استهلاك نفس كميات السلع بصرف النظر عن إرتفاع أو إنخفاض أسعارها ، فى حين أنه وفقاً للواقع العملى سيكون هناك تحول إلى السلع التى إنخفضت أسعارها بفرض ثبات المواصفات ـ وذلك يعنى أن صيغة لاسبير السابقة متحيزة إلى أعلى ذلك لأن النفقات اللازمة للحصول على نفس الكميات تكون أعلى من النفقات اللازمة للحصول على نفس درجة المنفعة .

مثال (۲):

جـدول رقم (٢)

المجموع	السلمة (٥) (تذكرة طاكرة)	السلمة (٤) (الغاز السابيمي)	السلمة (٢) (اللحم)	السلعة (٢) (اللين)	السلمة (١) (الخيز)	البيان
	التذكرة	المتر المكعب	كيلوجرام	اللعر	الرغيف	الوحدة التي يتم على أساسها التسمير
_	7	7.	10	1	٧	السر بالقرش عــام ۱۹۹۰ (ع.)
-	7	AY	٧٠٠٠	17•	٥	السعر بالقرش عــام ۱۹۹۹ (ع _ا)
PIOA	£	14.	770	Vr	VT	الكية السنهاكة لأسرة مترسلة العدد عام (١٩٩٥) (ك)
1071	•	10-	£A·	4	A	الكنية المستبلكة الأسسرة عـلم (۱۹۹۹) (اله)

الحيل:

.. الرقم القياسي للأسعار المرجح بكميات نقطة الأساس (لاسبير)

(Laspeyre 's Price Index)

118·1 =

وذلك يعنى حدرث زيادة في أسعار السلع والخدمات بنسبة ٢٠,٣٪ ٪ عام ١٩٩٩ عنه في عام ١٩٩٥. لارقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بكميات نقطة المقارنة (الرقم القياسي للأسعار) (Paashe' price Index)

وهنا سيتم ترجيح أسعار كل سلعة بالكميات المستهلكة أو المشتراه في نقطة المقارنة في كل من اليسط والمقام أيضاً:

ويفرض أن هناك (ن) من السلع المختلفة وهي:

السلمة (١) السلمة (٢) السلمة (١) السلمة (ن)

١ - السعر في نقطة الأساس للوحدة (ع) ع_{ار} ، ع_{ار} ، ع_{ار} ، ...، ع_ن
 ٢ - السعد في نقطة العقارنة (ع) ع_{ار} ، ع_{ار} ، ع_{ار} ، ...، ع_ن ٣ - الصيات المتداولة في نقطة العقارنة (ك) ك ، ... ك ، ك
 ١ - الكميات المتداولة في نقطة العقارنة (ك) ك ... ك ، ك ك

فإن الرقم القياسي التجميعي للأسعار المرجح (رقم باشي للأسعار)

والرقم القياسى السابق لباشى يفترض أن المستهلك يكون قد اشترى كميات فى سنة الأساس بنفس كميات السلع التى إشتراها فى سنة المقارنة، وبالطبع ذلك ليس معقولاً، لأن النفقات اللازمة للحصول على كميات السلع فى سنة الأساس تكون أكبر من نفقات الحصول على الإشباع الاقتصادى فى سنة المقارنة، لكل ما سبق يكون الرقم القياسى السابق لباشى متحيزاً إلى أسفل.

مثال (٣) :

أوجد الرقم القياسي للأسعار المرجح بكميات نقطة المقارنة (باشي) من بيانات المثال رقم (٢) السابق.

الحيل:

. . الرقم القياسي للأسعار المرجح بكميات نقطة المقارنة (باشي) .

%189,7 -

لكن نود أن نوجه النظر هنا أنه لتسهيل وتركيز العمليات الحسابية عند حل الحالات الخاصة للأرقام القياسية التجميعية البسيطة رقمي لاسبير وباشي في الأمثلة السابقة سنعد جدولاً سيتخذ كأساس لحساب الأرقام السابقة كما يلي (طريقة أسهل وأدق).

جدول رقم (٣)

ر ا _ل ا	.d ,£	, d £	.લં. દ	ــات	اكمر	مار	الأبي	السامة
3, 12,	٦.	,-,	۶.۰.	اله.	.خ	æ	£	
	770	17	157	۸۰۰۰	٧٢٠٠	۰	٧	الأولى ولتكن (أ)
188***	1174	4	٧٢٠٠٠	1	٧٣٠	17.	1	الثانية ، (ب)
17	vr	44	0170**	٤A٠	770	٧	1000	الداللة ، (حـ)
14.0.	1-11-	4	44	10.	14.	AY	٦٠	الرابعة ، (د)
17	45	17	14	٦	٤	1	۲۰۰۰	الخامسة ، (هـ)
1197.00	11772-	A0T***	1084	1017	1101	707	1773	السجمسوع

من الجدول السابق يمكن حساب كل من الأرقام القياسية التالية مباشرة:

% 1YY =

٢ - الرقم القياسي التجميعي المرجح للأسعار (لا سبير)

%1£•, T =

٣ - الرقم القياسي التجميعي المرجح للأسعار (باشي)

1189,7 -

ونلاحظ أن الأرقام القياسية أرقام (٢) ، (٣) ، (٤) السابقة أن قيمها تختلف عن بعضها البعض، أى أن الأرقام القياسية التجميعية البسيطة تختلف عن الأرقام القياسية التجميعية المرجحة.

كما يلاحظ من الرقمين القياسين (٣، ٤) السابقين أن قيمتهما مختلفتين وإن كان الفرق بينهما بسيط ^(٥)، ويمعنى آخر أن الرقم القياسى التجميعى المرجح بكميات سنة الأساس (لاسبير) أكبر من الرقم القياسى التجميعى المرجح لباشي بالنسبة لحالة واحدة.

والسؤال هذا إيهما يفصنل الرقم القياسى للاسبير أم الرقم القياسى
لباشى؟ يرى البعض للإجابة الصحيحة أنه ليس هناك سبباً لتفصيل أى
منهما على الأخر حيث أن كلاهما له خصائصه (١) ومآخذه ، لذا يفصل
استخدام رقم لاسبير فى بعض الحالات فى حين يفصل استخدام رقم باشى
فى حالات أخرى ، ومن هذا المنطلق فتح الباب لاجتهادات الاحصائيين
لأخذهم بكلا الترجيحين أى بالكميات فى نقطتى الأساس والمقارنة ، فقد
قام كلاً من مارشال وإدجوارث ، وفيشر بهذه المحاولات وصولاً إلى
الرقمين القياسين التاليين :

 ^(*) وبالطبع ممكن أن يكبر هذا الفرق بزيلاذكل من عدد السلع الداخلة في تركيب الرقم من
 ناحية ، أو إذا كان الاختلاف بين كميات سنة الأساس وكميات سنة المقارنة أكبر مما هو عليه
 في المالة السابقة من ناحية أخرى .

⁽١) نظراً لأن الترجيح فى رقم لامبيريم بكميات سنة الأساس حتى بالنسبة لسنة المقارنة ، بالرغم من أنه قد يحدث أن تربقع أسعار بعض السلع بشكل كبير بعا يحد من الكمية المستهلكة من السلمة من ناحية أو تحول الاستهلاك إلى سلع بديلة أقل سعراً ، فإننا حدث ما سبق فيتوقع أن يكون التطرف فى رقم لاسبير بالزيادة فى حين بترقع أن يكون العال على عكس ما سبق عند استخدام باشى - أى الترجيح بكميات نقطة المقارنة - فسيكون التطرف بالتقصان .

الرقم القياسيي لمارشال وإدجوارث:

وقد قام هذا الرقم على أساس ترجيح الأسعار بالوسط الحسابي أو الوسط الهندسي بكميتين نقطة الأساس ونقطة المقارنة وفقاً لما بلي:

(جـ) الرقم القياسي لمارشال وإدجوارث للأسعار (كوسط حسابي) :

أو يصورة أخرى =
$$\frac{4}{4} = \frac{4}{3} = \frac{4}{3} \times 10^{-1} \times 10^{-1}$$
 × 100 ... (۲)

(د) الرقم القياسي لمارشال وإدجوارث للأسعار (كوسط هندسي):

وبالطبع الصورة الأولى لمارشال (جـ) أسهل فى الحساب من الصورة الثانية لمارشال (د).

(هـ) الرقم القياسي للأسعار لفيشر (الرقم القياسي الأمثل):

(Ideal Index number)

وهذا الرقم يعتمد فى تركيبه على كل من رقمى لاسبير وباشى للأسعار السابقين ، وهو بذلك يكرن قد قال من المآخذ التى كانت تثير جدلاً بين أفضلية رقم لاسبير على رقم باشى أو بمعنى آخر فإنه يجمع بين نوعى الترجيحات التى يستعملها كلا من لأسبير وباشى، وبذلك يكون غدا الرقم أكثر إعتدلاً وأقل تحيزاً من الرقم القياسى للأسبير (تحيز لأعلى) والرقم القياسى للأسبير (تحيز لأعلى) .

مثال(٤)؛

إحسب كلاً من رقمى مارشال ولدجوارث للأسعار من بيانات المثال رقم (٢) السابق

^(*) لذا يطلق عليه الرقم القياسي الأمثل بالأضافة إلى أسباب أخرى سترد فيما بعد.

6	11/13	YOY	\$077 A014	ŝ			Y111.444	10.44	1.67111,69	46.331134 VET166,0A
السلمة (٥)	7:	1			-		٠٠٠	7	۲۹٤٠٠	164
(3)	ب	*	÷	ė	7.	11,11	1181	111	11771,98	1,83.4
(E)	·:	:	7	÷	¥6	£14,0Y	179	11001	YLALY.	ספעאור
3	:	Ŧ	4	:	ij.	10,01	*****	11170	179749,7	10.17
<u>=</u>	~		ặ	<u>}</u>)or	Y161,99	7.0:	7-1	TAY • 1, 10	10141,14
:	٤	70	•	1 5	3	Α 1.	-		-	
Jr. Jr.	₹.	الأسعار		الكمرسان	(b) + b)	Tes les	(b + b) (b + b) 7 (b + b) 9 (b + b)	3. (F. + F.)	ν .	×
					۱,	جسدول رقعم (٤)	(ž			

- 470 -

رقم مارشال إدجوارث للأسعار (كوسط حسابي) :

%1£+,+£ =

رقم مارشال إدجوارث للأسعار (كوسط هندسي)

. 112.00 =

مثسال (٥) ،

من بيانات المثال رقم (٢) إحسب الرقم القياسي للأسعار لفيشر.

الحل:

من بيانات المثال رقم (٤) السابق يمكن الوصول إلى عناصر تحديد الرقم القياسي للأسعار لفيشر.

وتدل النتيجة السابقة على أن قيمة السلع الداخلة فى تركيب هذا الرقم القياسى تزيد قيمتها بنسبة ٢٠,٠٦٪ بأسعار عام ١٩٩٩ عن قيمة نفس السلع بأسعار عام ١٩٩٥.

ونلاحظ من كل ما سبق أن قيمة رقمى مارشال، وفيشر للأسعار تقع بين قيمة رقمى باشى ولاسبير للأسعار من ناحية، كما أن رقمى مارشال وأدجوارث وفيشر دائماً قريبين فى قيمتهما من ناحية أخرى.

ثالثاً : الأرقام القياسية التجميعية البسيطة والمرجحة للكميات (*).

بنفس الطرق السابقة لحساب الأرقام القياسية البسيطة أو المرجحة للأسعار يمكن حساب أرقام قياسية للكميات مع ملاحظة أنه بالنسبة للأرقام القياسية المرجحة تؤخذ الأسعار أو القيم سواء أسعار وقيم نقاط الأساس أو أسعار قيم نقاط المقارنة أو كليهما على حسب نوع الرقم القياسي المستخدم كأساس للترجيح كما يلى:

(أ) منسوب الكمية Quntity relutive لأي سلعة .

^(*) إن إسنخدام الصيغ الدجميعية للكميات، يصعب إسنخدامها إن إختلفت الوحدات القياسية للسلع المختلفة التى تدخل فى تركيب الرقم القياسى، فليس من المعقول أن نجمع رغيف خبز على لتر لبن على كيلو لحم على متر مكعب من الغاز الطبيعى على تذكرة طائرة ، لكن سيكون ما سبق ممكناً وصحيحاً فى حالة ما إذا كانت السلع الداخلة فى تركيب الرقم القياسى من وحدات قياسية من نوعية واحدة ولكن لها أكثر من وجه كأن يكون كيلو جرام من اللحوم أو البطاطس أو الجبنة أو النفاح.

(ب) الرقم القياسي التجميعي البسيط الكميات:

(حـ) رقم لاسبير للكميات : (وفيه يتم الترجيح بأسعار نقطة الأساس) .

(د) رقم باشي للكميات (وفيه يتم الترجيح بأسعار نقطة المقارنة) .

(هـ) الرقم القياسي للكميات (لمارشال وإدجوارث)

(و) الرقم القياسي للكميات لفيشر :

$$-\sqrt{\frac{ae b_1 g_2}{ae b_2 g_1}} \times \frac{ae b_1 g_2}{ae b_2 g_2} \times \cdots (31)$$

من الممكن إستخدام متوسط أسعار عدة سنوات كأوزان ثابتة ، فمن الممكن حساب (الوسط الحسابى أو الوسط الهندسى) لأسعار عدة نقاط زمنية للحصول على سعر ثابت وليكن (ع) تستخدم للترجيح في الحالة الرابقة وعليه نكون معادلة الرقم القواسي الكميات على النحو السابق.

مثسال (٦) :

إحسب الأرقام القياسية للكميات للسلع التالية:

الكمية بالكيار جرام والسعر بالجنيه للكيلو جرام.

جدول رقم (٥)

د				ب	,	(i)	السلع
السعر	الكمية	السعر	الكمية	السعر	الكمية	السعر	الكمية	السنة
ź	1	١٠	٣٠	۲	18	10	٥	عام١٩٩٥
٣	٧	٧	٧٠	7	40	٧٠	٨	عـام۱۹۹۸

الحسل:

ويفسر الأخير بأن كمية إستهلاك هذه السلعة قد انخفضت عام ٩٨ عنه في عام ١٩٩٥ ينسبة ١٢ ٪.

ثانيهما : الأرقام القياسية التجميعية البسيطة.

ولتسهيل حسابات الأرقام السابقة يغضل أن يتم إعداد الجدول التالى:

Ξ
Ē,
Ĕ.

WEA	75	701,1	°,≄	r,r	4	4 ×
W1,14	P-6,6A	3,411	٧٠,٧٥	174,01	£	9 x 6 dd (9+ 6) dd (9+ 6) dd
7-11	14	٠	Ħ	įγο	•	(2) (2) (3)
LANI	1.61	7	7	*	Ť	(3 +5) Bi
•	7,51	, 17	۲,۸۲	17,71	1 2	
ı	11	=	>	3		\$ + + 2
416	2:	÷	ė	=	 7	ጭ ፲ኤ
YYY	701	?	•	₹	 -,	£ +
V! V	7:-	=	ž	Ŧ		τ + Β
*	:	?	3	\$		Υ +
3	~	<		=	 ~~	<u>ب</u>
2	-	-	-4	6	٠.	<u>.</u>
161	\$	4	ಕ	>	~ _E .	الكبيك
ŏ	7	7	\$	•	 -65	ط
البدرع	L	ı	·c			اليبان

بإستخدام قوانين الأرقام القياسية للكميات وبيانات الجدول السابق:

وتدل النتيجة الأخيرة على أنه إذا ثبتت الأسعار كما كانت عليه عام ١٩٩٨ فإن الكميات تزيد بمقدار ٥٠٠٪ فيما بين الفترة من ١٩٩٥ إلى 1٩٩٨ .

مثسال (۷) :

فيما يلى كميات المبيعات بالجملة من بعض المشغولات الذهبية (عيار ٢١) بسوق الجملة في بعض المدن ببعض الدول المختلفة عام 1999 (بالمليون جرام) ومتوسط الجرام منها مقوماً بالدولار خلال نفس العام.

جـــدول رقــم (٧)

1	كميات المبيع (بالمليون ج	الدولار ١٩٩٩	سعر الجرام بـ	البيــان
القاهرة	الرياض	القاهرة	الرياض	
١٠٠	10.	۱۰	11	مشغولات تقليديـــــــــــــــــــــــــــــــــــ
10.	40.	٣٠	41	العجــمــوع

إحسب الأرقام القياسية المختلفة للكميات على أساس أن :

- (أ) الرياض هي مدينة الأساس.
 - (ب) القاهرة هي مدينة الأساس.

الحسل:

(أ) الرياض هي مدينة الأساس:

جــدول رقم (۸)

15 1d	ك . خ,	,£ .4	£.년	['] 9	.d	,Ł	.£	البيــــان
\	·o··	γο.)p) · · ·	10.	۱۰	۱۱	مشغولات تقليبية مشغولات غير تقايدية
Y	70	140.	710.	101	70.	۲۰	*1	المبدسرع

١ - الرقم القياسي التجميعي البسيط للكميات:

٢ - الرقم القياسي التجميعي المرجح بأسعار الأساس (لا سبير)

٣ - الرقم القياسي التجميعي المرجح بأسعار المقارنة (باشي)

(ب) إذا كانت القاهرة هي مدينة الأساس:

جسدول رقم (٩)

اد. ع _ا	4 ع	£,£	4.3	19		3,	٤	البيان
Ao• //••	1200	1500 Yaaa	1 1	10.	10.	11	4.	مشخولات تقليدية مشغولات غير تقيدية
} A0•	770+	75	٧	۲0٠	10.	n	۲۰	المجمسوع

١ - الرقم القياسي التجميعي البسيط الكميات :

٢ - الرقم القياسي التجميعي للكميات المرجح للاسبير:

٣ - الرقم القياسي التجميعي للكميات المرجح (باشي)

٤ - رقم فيشر للكميات

الأرقام القياسية بالمناسيب(*)

تغلبنا في الجزء السابق على أهم عيوب الأرقام القياسية التجميعية السبطة من ناحية إختلاف الأهميات النسبية لكل سلعة تدخل في تركيب الرقم القياسي - حيث تم معاملة جميع السلع بأهميات نسبية متساوية -وذلك باستخدام أساوب الأوزان أو الترجيحات فقد أتخذت الكميات كمعيار للترجيح عند تركيب الأرقام القياسية التجميعية المرجحة للأسعار في حين أتخذت الأسعار كمعيار للترجيح عند تركيب الأرقام القياسية التجميعية المرجحة بالكميات ، ومما لا شك فيه أن الأرقام القياسية الترجيحية السابقة لم تتغلب على المشكلة أو العيب الآخر (**) وهو إختلاف الوحدات القياسية المستعملة في تسعير السلم المختلفة الداخلة في تركيب الرقم القياسي، أو بمعنى آخر إختلاف الوحدات التي يعبر عنها السعر بالنسبة للسلع الداخلة في تركيب الرقم القياسي، وهو ما سوف نأخذه في الاعتبار عند دراسة الأرقام القياسية بالمناسيب (***) ذلك أن منسوب السعر -The Price rela (tive) أو منسوب الكمية (Quntity relative) لأي منخبر عبارة عن نسب ليس لها تمييز ، بجانب التعرف على التغير النسبي في سعر أو كمية سلعة على حدة من ناحية ثانية، كما سيصبح من اليسير تركيب رقم قياسي تجميعي بسيط للكميات من ناحية ثالثة إذا ما اختلفت وحدات

 ^(*) أحياناً ما يطلق عليها الأرقام القياسية المتوسطة.

^(**) إرجع إلى العيب رقم (٣) المشار إليه سابقاً .

^(***) المنصوب، هو أبسط صديفة الأرقام القياسية الأسعار أو الكميات، وعلى سبيل المثال فإن منسوب السعر يهنف إلى أظهار سعر سلمة محددة في فترة المقارنة بالنسبة لفترة الأسام.

القياس الداخلة فى تركيب الرقم القياسى - بعد ما كان أمراً مستحيل تركيبه بالصيغة التجميعية البسيطة نظراً لأختلاف وحدات القياس كما سبق أن أشرنا -.

وهناك أكثر من رقم قياسى بالمناسيب يختلف كل منها عن الآخر بإختلاف نوع المتوسط المستخدم، هل هو وسطاً حسابياً أو وسطاً هندسياً سواء أكان رقماً بسيطاً أو مرجحاً كما يلى:

أولا: الأرقام القياسية البسيطة للمناسيب:

(أ) الوسط الحسابي لمناسيب الأسعار:

إذا كان لدينا أكثر من سلعة وليكن (ن) من السلع، ولكل سلعة سعرين أحدهما في نقطة الأساس (ع) والآخر في نقطة المقارنة (ع,) فإنه سيكون لدينا (ن) من المناسيب للأسعار وسنرمز المنسوب بالرمز(م) ومي:

$$\frac{3}{3} \times \cdots \times \frac{8}{5} \times \cdots \times \frac{8}{5} \times \cdots \times \frac{8}{5} \times \cdots \times \frac{18}{5} \times \cdots \times \frac{18}{5}$$

وبفرض أن عدد السلع الداخلة في تركيب الرقم = ن من السلع

أو بصيغة أخرى

أيضاً إذا كان عدد السلع الداخلة فى تركيب الرقم القياسى = ن من السلع ولكل سلعة كميتين أحدهما فى نقطة الأساس (ك.) والأخرى فى نقطة المقارنة (ك.) فإنه سيكون لدينا (ن) من المناسبب للكميات وسنرمز له بالرمز (ه.) وهى :

وبفرض أن عدد السلع الداخلة في تركيب الرقم القياسي = ن من السلع

(ب) الوسط الحسابي لمناسيب الكميات:

أوبصيغة أخرى

مثال (۸):

من المثال رقم (٢) السابق إحسب كلاً من الأرقام القياسية البسيطة التالية للمناسيب:

أولاً: الوسط الحسابي لمناسيب اأسعار.

ثانياً: الوسط الحسابي لمناسيب الكميات

الحيل:

أولاً: منامسيب الأمسعار:

$$x_1 = \frac{1}{\sqrt{1 - 1}} \times \frac{1}{\sqrt{1 - 1}} = \frac{1}{\sqrt{1 - 1}} \times \frac{1}{\sqrt{1 - 1}}$$

$$\frac{1}{\sqrt{1 - 1}} \times \frac{1}{\sqrt{1 - 1}} = \frac{1}{\sqrt{1 - 1}} \times \frac{1}$$

وعليه فإن : الوسط الحسابي لمناسيب الأسعار

$$1\cdots \times \left(\frac{7\cdots}{7\cdots} + \frac{\Lambda V}{7} + \frac{\gamma \cdots}{10\cdots} + \frac{17\cdots}{1\cdots} + \frac{\circ}{V}\right)$$

1 · · × ۸,۸۸۳

. آو

أانا: مناسب الكمات

$$\alpha_1 = \frac{1}{1} \times \frac{1}{1}$$

وعليه فإن :

الوسط الحسابي لمناسيب الكميات

ثانيا: الرقم القياسي البسيط للمناسيب (كوسط هندسي):

ويفضل الوسط الهندسى للمناسيب عن الوسط الحسابى للمناسيب وذلك لدقة الأول عن الثانى حيث يعانى الأخير قصور دقة الحساب لاعتماد حساباته على مناسيب (أى لنسب) وليس على أرقام مجردة للأسعاد أو الكمات (*).

(أ) الوسط الهندسي البسيط لمناسيب الأسعار:

(ب) الوسط الهندسي البسيط لمناسبيب الكميات:

^{777, · × 7 × · · · · - · · ·} X.

كما أن الرمز (π) يشير إلى حاصل ضرب.

مثسال (٩):

من المثال رقم (٢) السابق أحسب كلاً من الأرقام القياسية البسيطة التالية للمناسيب.

أولاً: الوسط الهندسي البسيط لمناسيب الأسعار.

ثانياً: الوسط الهندسي البسيط لمناسيب الكميات.

الحسل:

التسهيل العمليات الحسابية فإنه يفضل إستخدام أسلوب اللوغارتيمات عند إيجاد الوسط الهندسي البسيط للمناسيب كما يلي :

جسدول رقعم (١٠)

المجمسوع					۸,۸۸۲	1981,1	1,5954	٠,٥٢٢٧
تذكرة لحيران	?	٠			۲, ۱	.,7.1.	1,0	1,141
غاز لمبيعي	ب		١٢.	ě	1,60	3111,	1, 40	.,.414
Į	·:	۲::	770	÷	1,111	٧٤٧١٠.	1,5101	.114.
	<u>:</u>	<u>;</u>	4	<u>:</u>	5.	., 7.61	1, 1774	
Į.	4	•	₹	:	۲,6	., 7949	1,.404	.,.۲۹۸
	£.	£.	F	F				
:	70	70	·6=	15.	^	*	·Ŀ	E
<u>.</u>	3	يؤسمار	الكمر	٤	ر السعر السعر السعر السعر	- ~ ~	منسوب الكعية)

ومنه فإن :

(i) by (liepad liketima harimum liketima
$$=$$
 $\frac{-4}{3}$)

ومن الجدول السابق

وبالبحث في جدول الأعداد المقابلة للوغارتيمات عن العدد المقابل إلى لو (١٩٧٨٤) سنجده = ١,٧٢٩ وبالضرب في ١٠٠ فيان الوسط الهندسي لمناسيب الأسعار لمجموعة السلع الداخلة في تركيب الرقم القياسي:

ومن الجدول السابق

^(*) لاحظ أن الوسط الحسابي امناسيب الأسمار لغض السلع - ١٧٧,٦٦ ٪ أي أن الوسط العسابي المناسيب الأسعار دائماً أكبر من الوسط الهندسي المناسيب الأسعار لغض الحالة ١٧٠,٩ ٪.

وبالبحث فى جدول الإعداد المقابلة للوغارتيمات عن العدد المقابل ك لو (١٠٤٥٤.) سنجده = (١,٢٧٢) وبالصدرب فى ١٠٠ فبإن الوسط الهندسى البسيط لمناسب الكميات لمجموعة السلع الداخلة فى تركيب الرقم القياسى.

1 · · × 1, YYY =

% 1 TY. Y -

ثانياً: الأرقام القياسية المرجحة للمناسيب:

إن الأرقام القياسية السابقة في (أولاً) كوسط حسابي بسيط للمناسيب أو كوسط هندسي بسيط للمناسيب تقابت على مشكلة إختلاف وحدات القياس بين السلع الداخلة في تركيب أى رقم قياسي منها سواء بالنسبة للأسعار أو بالنسبة للكميات، ويعيبهما أنهما عاملاً السلع الداخلة في تركيبهما بنفس الأهمية النسبية لكل سلعة دون تفرقة للأهمية النسبية لكل سلعة عن الأخرى، وعليه فالأرقام القياسية التي حصانا عليها بالمنتوسطات البسيطة السابقة لا تصور على حقيقتها ، وبمعنى آخر فإن نتائجهما مضالة بعض الشيء.

لذلك يستحسن تعديل هذه المتوسطات البسيطة للمناسيب بإستخدام أوزان تتناسب مع أهمية السلع التى تُرجح بها للمناسيب الخاصة بها وأفضل معيار نقيس به الأهمية النسبية للسلعة هو قيمتها، أى حاصل ضرب سعرها في كمياتها، ولكن السؤال عندما نرجح فبأى سعر وأى كمية فقد عرفنا أن لكل سلعة سعر أساسى (ع) وسعر مقارنة (ع) وكذلك لكل سلعة كمية أساسية (ك) وكمية مقارنة (ك) مع ملاحظة ما يلى :

۱ – إن إستخدام الكميات وحدها للترجيح فى حالة المناسيب، عمل غير منطقى، ذلك لأن المنسوب مجرد نسبة لا تمييز له (ع ÷ ع) فإذا رجحناه بالكميات فقط حصلنا فى الواقع على رقم أقرب إلى تمثيل الكميات منه إلى تمثيل الأسعار، لذا وحتى يكون الترجيح متفقاً مع المنطق والواقع العملى فإنه يجب أن يتفق مع القيمة (ع×ك)، وعليه فإن المناسيب يجب ترجيحها بإحدى الأوزان أو الترجيحات التالية:

وللحصول على الرقم القياسي كمتوسط مرجح للمناسيب يتم ضرب

فبإستخدام الأوزان الترجيحية المشار إليها عالية فى المعادلة السابقة نحصل على الأرقام القياسية التالية ^(*).

(أ) بإستخدام الوزن الترجيحي (ع ك) نحصل على :

١ - الرقم القياسي المرجح لمناسيب الأسعار:

$$-\frac{x_{-}(\frac{3}{2} \times 3.6)}{x_{-}(3.6)} \times \cdots \times (11)$$

^(*) إذا تم حساب الوسط التوافقي امناسيب الأسعار في هذا الرقم نصصل على الرقم القياسي الباشي للأسعاد.

٢ - الرقم القياسي المرجح لمناسيب الكميات:

وهو نفسه الرقم القياسي المرجح للاسبير للكميات

(ب) بإستخدام الوزن الترجيحي (ع 1) نحصل على :

، الربم اللياسي الحريب المساوب الاستار

المقالقيل المصاحبات

٥ - الرقم القياسي المرجح لمناسيب الأسعار.

٦ - الرقم القياسي المرجح لمناسيب الكميات:

(د) بإستخدام الوزن الترجيحي (ع, ك.) نحصل على :

٧ - الرقم القياسي المرجح لمناسيب الأسعار

$$-\frac{x_{1}}{2} \times 3_{1} \times \frac{3_{1}}{2} \times \cdots \times \frac{3_{$$

٨ - الرقم القياسي المرجح لمناسيب الكميات:

وهو نفسه الرقم القياسي المرجح للكميات لباشي.

مشال (١٠) احسب الأرقام القياسية المرجحة للمناسيب الممكنة للأسعار والكميات في المثال رقم (٢) السابق.

£ .							9,40,418	14.1.1.6	114741	ITIETOÀ	345404	100110	117774.	1197-14
السلمة (م)	7:	1111	-		1,0 1,- 1	~	16	7,	71	£4···	14	(0	74	7
(1)	ي	*	7	1,10 1,10 10.	76	7	ž.	1,417,0	7.0	10174	1	וווו	1170.	117.0.
(÷)	·	1	3	È	ã	ו'נוים ו'עע	474,14,0	imin.	101171	14.4·	MINIA	17776		10110.
الله (ب)	Ŧ	Ŧ	÷	<u> </u>	=	, 1	1174	17:4:1	¥	,411	1	YOOY	11.44.	11:11
(i) E	_		7.	۲,0		<u>;</u>	7	Ī	î	1170.	111	17.41	ij	İ
	÷	~	· Gr.	- Ba.	~	· B-		.4.	نه: د	3.	. 6~	6	5-	Ga
Ë	!	١	Li		1~	-Ba	(عا ×ء الإ)	(چا ×۶ ۱۶۰)	('9 kx)[c	ارد د د	d ex [d d ex [d d ex]d d ex [d d ex]C [d ex [C]]	E. X		
	·	7	d a	2				£	منضيب اأستمار الرجعمة	r		Į.	منفسهباهميان الربعسة	_

الأرقيام القياسية لمناسيب الأسعار المرجحة (*

$$(3.2 \times 3.2 $

$$7 - \frac{(\frac{3}{2} \times 3.6)}{2} \times \cdots \times \frac{(\frac{3}{2} \times 3.6)}{2} \times$$

$$\frac{117770}{417710} = \frac{117774}{417710} = \frac{117774}{117710} = \frac{1117714}{117710} = \frac{1117714}$$

إختبارات الأرقام القياسية

بإستعراض الصيغ السابقة الأرقام القياسية سواء التجميعية العادية أو باستخدام المناسيب – البسيطة أو المرجحة – يتبادر إلى الزهن ذلك التساؤل، أى من هذه الصيغ تعتبر أفضل الأرقام القياسية ؟ والإجابة الكاملة والدقيقة على التساؤل السابق يقتضى منا المفاضلة بين صيغ الأرقام القياسية من الناحيتين النظرية والعملية – وسنتناول في هذا الجزء الناحية الأولى منها (*) – الأسس النظرية لإجراء المفاضلة بينها – والذي يرجع الفضل فيه إلى فيشر حيث إقترح عدة أسس أو إختبارات، فإذا إجتازت إحدى الصيغ مجموعة هذه الإختيارات معا أمكن القول – نظرياً – أنها أفضل صيغ الأرقام القياسية وفيما يلى الاختبارات لفيشر وكيفية تطبيقها:

الإختبار الأول: الانعكاس في الزمن (Time reversal)

ولأتمام هذا الإختبار على أى رقم قياسى يقتضى هذا الأمر الحصول على البديل الزمنى – أو المعامل الزمنى – لنفس الرقم، وبضرب هذا البديل فى الرقم القياسى ذاته ، فإذا كان ناتج عملية الضرب السابقة واحد صحيحا (**) ، فيكون هذا الرقم القياسى قد إجتاز إختبار الانعكاس فى الزمن، أما إذا كان ناتج عملية المنرب المشار إليها سابقاً تختلف عن الواحد

^(*) على أن نتناول الأسس العملية فيما بعد.

^(**) وهذه النتيجة منطقية، حيث أنه يجب أن يتساوى أى رقم قياسى مع مقارب الرقم والا عند بر الرقم القياسى خاطئاً ، ومن ثم لا يؤدى المعنى والغرض المستعدف منه .

الصحيح - أقل أو أكثر من الواحد الصحيح - فيكون الأمر مختلفا أى أن هناك تحيز فيها وعلى ذلك يكون الرقم القياسى لم يجتاز إختبار الانعكاس فى الزمن :

٢ – البديل الزمنى (المعامل الزمنى): والبديل الزمنى لأى صيغة من صيغ الأرقام القياسية ، هى ذات الرقم القياسي محسوباً بطريقة عكسية، وما سبق يعنى إعتبارنا نقطة الأساس فى الرقم الأصلى نقطة مقارنة فى البديل الزمنى ، وأيضاً اعتبار نقطة المقارنة فى الرقم الأصلى نقطة أساس فى البديل الزمنى ، سواء كان ذلك بالنسبة للأسعار (ع) أو

- المقلوب الزمنى لأى رقم قياسى = الدينا الذيك الذي القال ، فعلى سبيل المثال

البدين الرمة القياسى لمعر سلعة ما وليكن
$$\frac{3}{3}$$
. فإن مقلوية الزمنى = $\frac{1}{3}$. وإن الرقم القياسى لمعر سلعة ما وليكن $\frac{3}{3}$. وعليه فإن = $\frac{3}{3}$. × $\frac{1}{3}$. $\frac{3}{3}$. (البديل الزمنى) = 1

وهذا منطقياً ، فإذا أعطى الرقم القياسى السابق نتيجة تفيد أن السعر زاد بنسبة ٣٠٪ بين النقطتين (٠) ، (١) فإنه يجب أن يعكس أيضاً أن السعر قد انخفض بنسبة ٣٣٪ بين النقطن ـ ين (١) ، (٠) أى أن إذا كـ ان ج(١) - ١٣٠ ، ج(٠) - ١٠٠

للكميات (ك) أو للأثنين معاً (ع×ك) أي القيمة (ق) أو بصورة أخرى.

فعلى سبيل المثال:

الأمر مع باقى صيغ الأرقام القياسية المختلفة السابق دراستها ريإجراء عملية الصرب المشار إليها بين أى رقم أصلى فى بديله الزمنى تنحصر التتاتج فيما يلى:

(أ) الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار:

(يجتاز اختيار الانعكاس في الزمن)

(ب) الرقم القياسي التجميعي المرجح بكميات سنة الأساس (لاسبير للأسعار):

(لا يجتاز إختبار الإنعكاس في الزمن)

ويتطبيقها على المثال رقم (٢) السابق نجد:

(حـ) الرقم القياسي التجميعي المرجح بكميات سنة المقارنة (باشي للأسعار) :

(د) الرقم القياسي لمارشال وادچوارث للأسعار (كوسط حسابي):

وبالتطبيق على المثال رقم (٤) السابق نجد:

(هـ) الرقم القياسي لمارشال وادجوارث للأسعار (كوسط هندسي) :

وبالتطبيق على المثال رقم (٥) السابق نجد:

$$1 = \frac{V\xi 79\xi\xi, 0A}{1 \cdot \xi 7111, \xi V} \times \frac{1 \cdot \xi 71111, \xi V}{V\xi 79\xi\xi, 0A} =$$

(و) الرقم القياسي للأسعار لفيشر :

وبالتطبيق على المثال رقم (٢) السابق نجد:

$$1 = \frac{1056...}{1046...} \times \frac{1046...}{1046...} \times \frac{1146...}{1046...} \times \frac{1146...}{1056...} =$$

(ز) الرقم القياسي التجميعي البسيط للكميات:

(يجتاز أختبار الأنعكاس في الزمن)

وبالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

(ح) رقم لاسبير للكميات:

(لا يجتاز أختبار الأنعكاس في الزمن)

وبالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد :

$$1 < 1, \cdot 1 = 1, \cdot \cdot 1 \times 1, \cdot 10 =$$

(ط) رقم باشي الكميات:

وبالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

(ى) رقم مارشال وإدجوارث للكميات (كوسط حسابى):

$$-\frac{\text{ac b.} (3, +3)}{\text{ac b.} (3, +3)} \times \frac{\text{ac b.} (3, +3)}{\text{ac b.} (3, +3)} - ($$

$$(\text{peric lettel (Wizzlu bs) li(au)})$$

وبالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

بالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

(ل) رقم فيشر للكميات :

وبالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

$$-\frac{\text{V1Y}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{V1A}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{V1Y}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{VYY}}{\text{V11}} - \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{VYY}}{\text{V11}} - \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{VYY}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{V1Y}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{V1Y}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{V1Y}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text{V1Y}}{\text{V1Y}} - \frac{\text{V1Y}}{\text{V1Y}} \times \frac{\text$$

ونود أن نشير هنا أيضاً أنه بتطبيق إختبار الانعكاس في الزمن على الأرقام القياسية بالمناسيب على نفس المنوال السابق في الأرقام القياسية التجميعية السابقة سنجد:

- ١ أن الوسط الحسابى البسيط للمناسيب لا يجتاز اختبار الأنعكاس فى الزمن.
- ٢ أن الوسط الحسابى للمناسب المرحج بأى وزن من الأوزان لا
 يجتاز إختبار الأنعكاس في الزمن.

أن الوسط الهندسي المناسيب المرجــح بأى وزن من الأوزان لا
 يجتاز أختبار الأنعكاس في الزمن .

الإختبار الثاني: إختبار الإنعكاس في المعامل (Factor reversal):

ولإثمام هذا الإختبار على أى رقم قياسى يقتضى الأمر أولاً العصول على البديل المعاملي ثم صريه في الرقم القياسي الأصلى فإذا كان ناتج

الضرب يساوى منسوب القيمة (*) أى =
$$\frac{a-3!}{a-3!}$$
 فإن الرقم يجتاز هذا الإختبار $a-3$. b .

وذلك يعنى أن الشرط الواجب تحققه لاجتياز أي رقم هذا الاختبار أن :

^(*) وهذه التنبجة منطقية ، فإذا اخذنا الرقم القياسى للأسعار لعدة سلع فى سندين مختلفتين، وتم استخدام نفس الصعيفة السابقة الرقم القياسى للكميات لنفس السلع فى نفس السندين، فمن الضرورى أن يكون حاصل صرب الرقمين السابقين – للأسعار والكميات – مساوياً للسبة بين قيم هذه السلع (حيث أن [القيمة (ق) – السعر (ع) × الكمية (ك)] فى نفس السنتين سحل الدراسة، فإذا أدى الأمر السابق إلى خلاف ما سبق فتكون صعيفة الرقم القياسى خاطئة فى تصورها للتغير الذى يحدث فى ظاهرتى السعر، والكمية، وبالنالى يكون صيفة الرقم القياسى لا يجتار إختبار الانمكاس فى السعاس .

هنا يمكننا القول أن الرقم القياسى الأصلى قد إجتاز اختبار الانعكاس فى المعامل أما إذا كان حاصل الضرب السابق لا يؤدى إلى منسوب القيمة السابق ، فالرقم القياسي هنا لا يكون قد إجتاز هذا الاختبار .

٤ - البديل المعاملي:

للحصول على البديل المعاملى اصيغة أى رقم قياسى هو نفسه الصيغة الأصلية لهذا الرقم، بشرط إستبدال الكمية (ك) بدلاً عن السعر (ع)، وأيضاً إستبدال السعر (ع) بدلاً من الكمية (ك) مع بقاء عامل الزمن ثابت وبصورة أخرى:

استبدال
$$(3,)$$
 بـ $(4,)$ مستبدال $(3,)$ برائنسبة الزمان المتبدال $(4,)$ بـ $(4,)$ القياسية المختلفة المتبدال $(4,)$ بـ $(4,)$ بـ $(4,)$

فبتطبيق الإختبار السابق على الأرقام القياسية المختلفة سنجد:

(أ) الرقم القياسي التجميعي البسيط لأسعار:

(ب) الرقم القياسي للأسعار للاسبير:

وبتطبيقها على المثال رقم (٣) السابق نجد:

مجموعه حواصل كل سعر في الكمية المناظرة له لمجموعة السلع.

(حـ) رقم باشي للأسعار:

وبالتطبيق على المثال رقم (٣) السابق نجد :

(د) الرقم القياسي لمارشال وإدچوارث للأسعار (كوسط حسابي):

وبالتطبيق على المثال رقم (٤) السابق نجد : (*)

وبالتطبيق على المثال رقم (٤) السابق نجد : (٠٠٠)

(و) الرقم القياسي للأسعار لفيشر :

(يجتاز إختبار الانعكاس في المعامل)

بالتطبيق على المثال رقم (٢) السابق نجد:

(ز) الرقم القياسي التجميعي البسيط للكميات:

بالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

$$\frac{r\tau}{r} \times \frac{1\xi1}{10r} = \frac{r\tau}{r}$$

$$\frac{V1\xi}{V11} = \frac{0.V7}{\xi V\xi r} = \frac{1}{10r}$$

(ح) رقم لا سبير للكميات:

(ط) رقم باشى للكميات:

بالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

رقم مارشال وإدچوارث الكميات (كوسط حسابي) :

Y0Y, £7A

V.7.71V

(لا يجتاز إختيار الانعكاس في المعامل)

وبالتطبيق على المثال رقم (٥) السابق نجد:

•,,, (5 =

- ۲۶۰۰٫۱ ای آن ۱٫۰۰۶۰ - ۲۶۰۰٫۱

(ل) الرقم القياسي للكميات لفيشر:

بالتطبيق على المثال رقم (٥) السابق نجد :

$$\frac{\forall 1 \ell}{\forall \gamma \gamma} \times \frac{\forall 1 \lambda}{\forall 1 1} \times \frac{\forall 1 \ell}{\forall 1 \lambda} \times \frac{\forall \gamma \gamma}{\forall 1 1} =$$

من كل ما سبق يتضح لنا ما يلى :

أولاً: الأرقام القياسية التي تجتاز الاختبار الأول (الانعكاس في الزمن) ه. :

- ١ الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار وللكميات.
- ۲ الرقم القياسي لمارشال وإدچوارث كوسط حسابي ووسط هندسي
 الأسعار والكمات.
 - ٣ الرقم القياسي لفيشر للأسعار والكميات.
 - ٤ الوسط الهندسي البسيط للمناسيب.

ثانياً : الأرقام القياسية التي تجتاز الاختبار الثاني (الانعكاس في المعامل) فقد إقتصرت على الرقم القياسي لفيشر للأسعار والكميات .

وعليه فالرقم القياسي الذي إجتاز الاختبارين في نفس الوقت هو الرقم القياسي لفيشر (للأسعار وللكميات) لذا أطلق عليه الرقم القياسي الأمثل.

ثالثاً: إن باقى الأرقام الأخرى لا تجتاز أى من الاختبارين السابقين.

تعديل نقطة الأساس

قد يتطلب الأمر منا تغيير نقطة الأساس لرقم قياسي معين (*) لأكثر

^(*) رقم قياسي للأسعار أو للكميات أو الإنتاج ... الخ.

من سبب، أولهما لجعل نقطة الأساس حديثة نسبياً خاصة إذا ما كانت نقطة الأساس بعيدة نسبياً، وثانيهما، لتوحيد أساس رقمين قياسين أساسهما مختلف وذلك لتسهيل المقارنة بينهما، ويتضح لنا ما تقدم من معالجة المثالين التاليين:

مثسال (۱۱):

البيانات التالية للرقم القياسي للإنتاج الزراعي (١٩٦٥ = ١٠٠ خلال السنوات من ١٩٨٥ حتى ١٩٩٥.

جـدول (۱۲)

1990	1992	1997	1997	1991	199.	1949	1944	1944	TAPI	19,60	السنة
11.	100	10+	1£7	170	14.	14.	110	1-0	90	۸۰	الإنتاج ازراعی (۱۹۲۵ - ۱۰۰) لا

والمطلوب : تعديل نقطة أو سنة الأساس إلى سنة ١٩٨٥ .

الحــل: .

يتم تغيير نقطة الأساس من عام ١٩٦٥ إلى عام ١٩٨٥ في المثال السابق وفقاً لما يلى:

يتم قسمة كل رقم قياسى من الأرقام القياسية فى سلسلة الأرقام المعطاه عاليه على قيمة الرقم القياسى لعام ١٩٨٥ (نقطة أو سنة الأساس الجديدة) وضرب الناتج × ١٠٠٠ ، ونفس الأمر مع الأرقام القياسية السنوات التالية لعام ١٩٨٥ أى أن :

الرقم القياسي للإنتاج الزراعي عام ١٩٨٥ -
$$\frac{\Lambda^{\bullet}}{\Lambda^{\bullet}}$$
 الرقم القياسي للإنتاج الزراعي عام ١٩٨٥ - الرقم القياسي المرتبط ال

الرقم القياسي للإثناج الزراعي عام ١٩٩٥ = ٢٠٠٠ × ١٠٠ × ٢٠٠ = ٢٠٠٪

وتصبح سلسلة الأرقام القياسية بعد التعديل كما يلي :

جـدول (١٣)

1990	1991	1997	1557	1991	199.	19,41	1944	1944	1841	1940	اسنة
10,	197,49	144,0	144,0	174,40	111,0	10*	154,40	171,70	1144,40	1	الإنشاج الزراعی (۱۹۸۰ =۱۹۰۰) [

مشسال (۱۲):

فما يلى سلسلتين من الأرقام القياسية الأولى أساسها عام ١٩٩٠ والثانية أساسها عام ١٩٩٥ والمطلوب إستكمال بيانات السلسلتين :

السلسلة الثانية	السلسلة الأولى	البيان
1 • • = 1990 %	1°••= 199• %	السنة
ص ۱	1	1990
γ	9.	1991
ص.	11.	1997
ص ۽	110	1998
ص	140	199£
1	14.	1990
11.	س	1997
12.	س ۲	1997
10.	n.O.	1994

أولاً: لإستكمال السلسلة الأولى التي أساسها عام ١٩٩٠ توجد الرقم القياسي للسنوات من ١٩٩٦ حتى ١٩٩٨ إلى أرقام نتبع السلسلة الثانية ويتم ذلك وفقاً لما يلي :

لما كان الرقم القياسي في السلسلة الأولى لعام ١٩٩٥ - ١٣٠ وكان الرقم القياسي في السلسلة الثانية لنفس العام (١٩٩٥) - ١٠٠ فإن النسبة بينهما هي ١٣٠ : ١٠٠ وهي النسبة التي تسود في السنوات التالية لعام ١٩٩٥ وبضرب الأرقام القياسية المطلوبة في السنوات المناظرة من السلسلة الثانية في هذه النسبة نحصل على س_{، ١} س ، عرب كما يلي :

الرقم القياسي لعام ١٩٩٦ (س) - ١١٠
$$\times \frac{1 \pi}{1 \cdot \cdot \cdot}$$
 = ١٤٣ $\times \frac{1 \pi}{1 \cdot \cdot \cdot}$ الرقم القياسي لعام ١٩٩٧ (س) - ١٤٠ $\times \frac{1 \pi}{1 \cdot \cdot \cdot}$ = ١٨٢

معنى ذلك أن الرقم القياسى لعام ١٩٩٦ فى الملسلة الأولى المناظر للرقم القياسى ١١٠ لنفس العام فى السلسلة الثانية يكون مساوياً – ١١٠ × ١,٣ (١٤٣٪) وهكذا بالنسبة لباقى السنوات ١٩٩٨ ، ١٩٩٨.

ثانياً : لإستكمال السلسلة الثانية التى أساسها عام ١٩٩٥ نوجد الرقم القياسى للسنوات من ١٩٩٠ حتى ١٩٩٤ إلى أرقام نتبع السلسلة الأولى ويتم ذلك باحدى طريقتين:

جــدول (١٥)

السلسلة الأولى	البيان
100 = 1990	السنة
1	1990
9.	1991
110	1997
110	1998
170	1991
18.	1990
158	-1997
144	1997
. 190	1994
	1 199. 9. 110 170 170 187

الأرقام القياسية المتحركة

إن أسعار السلع – أيا كانت – تتغير من زمان إلى زمان، فيتم إستخدام الأرقام القياسية للأسعار (زمانية) وذلك بتحديد السعر لوحدة قياس محددة من السلعة أو السلع فى نقطة زمانية يتم إختيارها هى نقطة أو سنة الأساس) ثم ننسبها إلى سعر نفس السلعة – أو السلع – عند النقطة الزمانية التى يراد قياس التغير أو المقارنة عندها (نقطة أو سنة المقارنة).

وحتى نطمئن إلى صحة المقارنة السابقة، وتحقيق الإستفادة المرجوه وللأطمئنان إلى نتائج الأرقام القياسية للأسعار – أو خلافها – بالنسبة إلى سنة الإساس، وخاصة إذا كانت بعيدة عن سنة المقارنة، أن نكون على يقين تام أو إلى درجة عالية – من أن الظروف ما زالت ثابتة، أو تقريباً على ما هي عليه خلال المدة بين سنتي الأساس والمقارنة الرقم القياسي على ما هي عليه خلال المدة بين سنتي الأساس والمقارنة الرقم القياسي كبيرة في الظروف المحيطة بالسلع التي نبحثها والداخلة في تركيب الأرقام كبيرة في الظروف المحيطة بالسلع التي نبحثها والداخلة في تركيب الأرقام المستهلكين من ناحية أو بسبب طموحات الإنسان وتطلعاته من ناحية أخرى أو أن يحدث تغير جذري في أساليب إنتاج سلعة يؤثر جذرياً في سعرها – أن تكون السلعة شائعة الإستهلاك في سنة الأساس في حين يقل أو يبعم إستهلاكها في سنة المقارنة ، والعكس قد توجد بعض السلع لم تكن معروفة من قبل، أو على الأقل تزداد الأهمية النسبية لسلع ما أو تقل الأهمية النسبية بين السلم التي المعموفة النسبية بين السلم التي الماهمية النسبية بين السلم التي الماهمية النسبية بين السلم التي

تدخل فى تركيب الرقم القياسهيين فترة الأساس وفترة المقارنة وبالطبع غالباً ما يحدث من التغيرات السابقة إما كلها أو بعضها، خاصة إذا طالت أو إنسع الفارق الزمنى بين سنتى الأساس والمقارنة ، وحتى نقضى على مشكلة عدم ثبات الظروف المحيطة والمشار إليها عاليه – أى تلافيها فإننا نلجاً إلى تركيب الأرقام القياسية المتسلسلة (Link Index) أو المتحركة وهى عبارة عن سلسلة من الأرقام القياسية فيها تكون سنة الأساس لكل منها هى السنة السابقة لها أى نحرك الأساس دورياً كل سنة.

وهذه الأرقام القياسية المتحركة – حسب تركيبها – عن طريقها نقارن أى ظاهرة فى أى فترة زمنية بنظيرتها فى الفترة السابقة لها مباشرة لأى تركيبة من تراكيب الأرقام القباسية السابقة.

فمن الجدول الآتي يمكن إعداد السلسلة المتحركة التالية:

جدول (١٦)

	1990	1998	1997	1991	1990	1990	السنة
-	(و)۳۰۰	(ځ)۲۰۰	۱۲۰ (ع)	۱۵۰ (ع)	(5) 14.	('6)4	السعر (ع)

سلسلة الأرقام القياسية للأسعار منسوب السعر لسلعة ما:

$$= (\frac{3_1}{3.} \times \frac{3_7}{3.} \times \frac{3_7}{3_7} \times \frac{3_3}{3_7} \times \frac{3_3}{3_7} \times \cdots) \times \cdots)$$

1100 , 1117 , 177 , 1170 , 1170 -

وبذلك يكون الأساس في السلسلة السابقة متحركاً وليس ثابتاً:

ومعنى ذلك أن أسعار هذه السلعة

- (۱) زادت في عام ٩١ عنه في عام ٩٠ بنسبة ٢٠٪
- (٢) زادت في عام ٩٢ عنه في عام ٩١ بنسبة ٢٠٪
- (٣) زادت في عام ٩٣ عنه في عام ٩٢ بنسبة ٣٦٪
- (٤) زادت في عام ٩٤ عنه في عام ٩٣ بنسبة ١٧٠٥٪
 - (٥) زادت في عام ٩٥ عنه في عام ٩٤ بنسبة ٥٠٪

ويجب أن ننوم هنا أنه في مثل هذه السلسلة السابقة، إذا أردنا أن تكون المقارنة للأسعار، مثلاً بين الأسعار في فترة معينة والأسعار في فترة سابقة تبعد عنها بفترات – أربع أو خمس سنوات مثلا – فما علينا إلى ضرب الأرقام القياسية المتنائية في بعضها البعض حتى نصل إلى الفترة المطلوب المقارنة بها، ويذلك تتوافر في الرقم القياسي المرونة والحركة، مع تغيير فترة الأساس من وقت لآخر – بطريقة غير مباشرة – كلما تغيرت الظروف، وبالطبع فإن المرونة السابقة لا تتوافر في الأرقام القياسية ذات الأساس الثابت السابق لنا دراستها في الأجزاء الأولى من هذا الفصل. فمثلا من الجدول السابق إذا أردنا مقارنة أسعار هذه السلعة في سنة ١٩٩٥ بالنسبة لسنة ١٩٩١ كأساس فإن ذلك يتم كما يلي :

$$40 - 1 \cdot \cdot \times \frac{11 \cdot \cdot}{11 \cdot \cdot} - 1 \cdot \cdot \times \left(\frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} \times \frac{11 \cdot \cdot}{11 \cdot} \times \frac{11 \cdot}{10 \cdot} \times \frac{11 \cdot}{11 \cdot} \right) - \frac{11 \cdot \cdot}{11 \cdot \cdot} = \frac{11 \cdot \cdot}{11 \cdot \cdot} = \frac{11 \cdot \cdot \cdot}{11 \cdot \cdot} = \frac{11 \cdot \cdot \cdot}{11 \cdot \cdot} = \frac{11 \cdot \cdot}{11 \cdot \cdot} = \frac{11 \cdot \cdot \cdot}{11 \cdot \cdot} = \frac{11 \cdot \cdot \cdot}{11 \cdot \cdot} = \frac{11 \cdot \cdot}{11 \cdot \cdot} = \frac{11 \cdot \cdot \cdot}{11 \cdot \cdot} = \frac{11 \cdot \cdot}{1$$

أى أن الأسعار عام ١٩٩٥ زادت عن نظيرتها في عام ١٩٩١ كأساس نسدة ١٥٠ ٪.

وعليه فإنه إذا أردنا إيجاد منسوب السعر في السنة النونية (ن) منسوباً إلى منسوب السعر للسنة (٣) مثلاً فإن :

أى منسوب السعر في السنة (ن) بالنسبة لمنسوب السعر في السنة الثالثة.

$$\cdots \times (\frac{e^{\xi}}{e^{\xi}} \times \frac{e^{\xi}}{e^{\xi}} \times \cdots \times \frac{1-e^{\xi}}{e^{\xi}} \times \frac{e^{\xi}}{e^{\xi}}) - \frac{e^{\xi}}{e^{\xi}}$$

ويطلق على هذه الخاصية (بالخاصية الدورية) وهذه الخاصية تنطبق على الأرقام القياسية البسيطة فقط بعكس الأرقام القياسية المرجحة فلا تنطبق عليها خاصية الدورية (*).

^(*) الا إذا كانت الترجيحات بالكميات متساوية أي أن: 'a - ··· - "a - 'a - 'a

مميزات الرقم القياسي المتحرك:

ا مكانية تكييف تركيب أى رقم قياسى بما يتلاءم مع حالته فى
 كل سنة من حيث :

- (أ) إدخال أو إضافة سلع جديدة، أو حذف سلع قديمة طبقاً لعظم أو قلة شأنها في السرق.
- (ب) تعديل الأهمية النسبية بين السلع الداخلة في تركيب الرقم القياسي المتحرك بما يتناسب مع ظروفها في كل سنة، وبمعنى آخر إمكانية أخذ التغيرات الأساسية في الإنتاج والتوزيع والانماط الإستهلاكية في الإعتبار لمثل هذه الأرقام القياسية المتحركة.

٢ – المرونة التى تتصف بها الأرقام القياسية المتحركة، بما ينعكس على اعطاء مقارنات دقيقة التغيرات من سنة لأخرى بعكس الأرقام القياسية ذات الأساس الثابت حيث يتم فيها الترجيح بأوزان ثابتة طوال السنين السلسلة مما لا يتمشى مع الظروف المحيطة بالسلع الداخلة فى تركب الرقم القاسي, الثابت.

نمارين (۸)

(۱) فيما يلى بيان بأسعار وكميات السلع أ ، ب ، حـ فى السنوات 1990 ، 1990 .

19	90	19	199.		
الكمية	السعر	الكمية	السعر	السلعة	
٧٠	۱۲۰	٦٠	1	١	
۹٠	1	۸۰	14.	ب	
14.	4	١٠٠	10.	->	

المطلوب: حساب الأرقام القياسية التالية:

- ١ الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار.
 - ٢ رقم باشي للأسعار .
 - ٣ رقم فيشر للكميات.
- ٢ (أ) بمعلومية البيانات التالية إحسب كل من الأرقام القياسية التالية للاسبير، ومارشال وأدجوارث، وباشى، وفيشر، للأسعاروالكميات.

لأساس	فـترة اا	مقارنة	السلعة	
ह अ		٤	ك ع	
٦٠	14	٧٠	10	i
۲۰	٤٠٠٠٠	٣٠	10	ب
١٠	۲۰۰۰۰	٧٠	70	-
٥	1	١٠	۲۰۰۰۰	د

 (ب) إختبر الأرقام القياسية السابقة في الانعكاس في الزمن والأنعكاس في المعامل.

٣ - إحسب الرقم القياسى الأمثل لفيشر (أسعار، وكميات) من البيانات
 التالية:

,এ	.গ্ৰ	ع,	ع.	السلعة
۱۲	1.	٥	4	. 1
٦	٨	٦	٣	ب
٣	۲	٨	٥	٠.ــــــــــــــــــــــــــــــــــــ

٤ - بمعلومية البيانات السابقة في (٣) إحسب كل من :

(أ) الرقم القياسي للاسبير للاسعار والكميات ٢ – الرقم القياسي لباشي للأسعار ٣٠ – الرقم القياسي لمارشال وإنجوارث للأسعار .

3,	ا ا	ع.	এ	السلع
٨٠	14	٧٠	1	ï
٤٠	٤٠٠٠٠	٣٠	۳۰۰۰۰	ب
٣٠	۲۰۰۰۰	۲٠	10	
10	4	١٠	۲۰۰۰۰	د

(ب) إختبر الأرقام القياسية السابقة في الانعكاس في الزمن والأنعكاس في المعامل.

 إحسب الأرقام القياسية للمناسيب المرجحة للأسعار والكميات: في التمرين رقم (١) ، والتمرين رقم (٢) السابقين:

٦ - فيما يلي أسعار وكميات ثلاث سلع في عامي ١٩٩٠ ، ١٩٩٥.

19	90	19			
ع, ك		. <u>এ</u>	ع.	السلعة	
10	٤٠	١٠	٣٠	i	
٣٠	1	٧٠	٧٠	ب	
1	100	٨٠	11.		

- إحسب كل من:
- ١ الوسط الحسابي البسيط لمناسب الأسعار ومناسب الكميات .
- ٢ الوسط الهندسي البسيط لمناسيب الأسعار ومناسيب الكميات.
- ٧ (أ) احسب كل من الأرقام القياسية امناسيب الأسعار المرجحة فى
 التمرين رقم (٦) السابق بإستخدام الرقم القياسى المرجح المناسيب بإستخدام كافة الترجيحات المختلفة الممكنة.
- (ب) إختبر الأرقام القياسية التى حصلت عليها من حيث الأنعكاس فى الزمن والأنعكاس فى المعامل.
- ٨ فيما يلى بيان بعدد العمال ومتوسط الأجور الشهرية بالجنيه فى
 ثلاث مناطق (أ، ب، ح) فى عامى ١٩٩٠، ١٩٩٥ على
 التوالى:

العمال	عدد	بور الشهرية			
1990	1990 1990		1990	المنطقة	
12	9	٤o٠	70.	i	
10	1	۰۵۰	٣٠٠	ب	
10	٤١٠٠	٧٠٠	٤٠٠	_	

والمطلوب:

- ١ تكوين رقما قياسياً للأجور باستخدام الرقم القياسي لباشي.
- ٢ تكوين رقما قياسياً للأجور باستخدام الرقم القياسي للاسبير.
 - ٣ إستنتاج رفّم فيشر للأجـور.
 - ٤ ما هو أفضل الأرقام السابقة ؟ ولماذا ؟
- ٩ الجدول الآتي يبين منسوب السعر لإحدى السلع في السنوات ١٩٩٠ حتى ١٩٩٥ باعتبار سنة الأساس (١٩٩٠) وبأساس متحرك (أي رقم متسلسل) والمطلوب استكمال بيانات هذا الجدول.

، السعر		
أساس مندرك	1 199 -	السنة
1.1	1	1990
الانه	1.7	1991
۱۰۲	س ۱۱۲.	1997
هن ه	112	1992
1.0	٠,٠	1990

مقدمـة:

أولا : نلاحظ ظواهر كثيرة في حياتنا ذات علاقة بالزمن سواء تعلق الأمر بظواهر تجارية وإقتصادية أو بغيرها من الظواهر المختلفة، فمن الأمر بظواهر تجارية وإقتصادية أو بغيرها من الظواهر المختلفة، فمن الملاحظ حدوث تغير في المؤسسات التجارية والدول عبر الزمن، فيحدث تغير في مستوى الإنتاج سواء أكان صناعياً أو زراعية أو للصادرات أو الواردات أو لفائض الميزان التجارئ أو في ميزان المدفوعات ... الخ ، لأحدى الدول أو لمجموعة الدول من سنة لأخرى بمرور الزمن ، وهكذا الأمر بالنسبة للمؤسسات التجارية المختلفة ، في عمدوى نشاطها الإنتاجي ، والبيعي وصافى دخلها من سنة لأخرى أي بمرور الزمن .

فإذا أمكننا ترتيب قيم ظاهرة ما أو مجموعة من الظواهر السابقة وفقاً لزمن حدوثها نتج لنا سلسلة زمنية أمثل هذه الظاهرة أو مجموعة هذه الظراهر ويفضل أن يتم الترتيب السابق وفقاً لفترات زمنية متساوية قد تكون يوماً أو أسبوعاً أو شهرا أو ربع سنة أو نصف سنة أو سنة على حسب طبيعة الظاهرة والتغير فيها، وعليه يمكن تعريف السلسلة الزمنية لأى ظاهرة بأنها ، مجموعة البيانات أو القيم لمثل هذه الظاهرة مرتبة تتباعياً حسب أزمنة حدوث هذه الظاهرة مرتبة متساوية ، وعليه فإن

أى سلسلة زمنية تحتوى على متغيرين أولهما الزمن وليكن (س مثلاً وهو المتغير المستقبل) ، والآخر هو قيمة الظاهرة وليكن (ص مثلاً وهو المتغير التابع).

وعليه فيمكن أن نشير إلى بيانات أو قيم الظاهرة بالرمز (ص) أى قيم السلسلة محل الدراسة بالترتيب بالقيم $ص_1$ ، m_2 ، m_3 ، m_4 ، m_5 ، m_5 ، m_6 ، m_6 ، m_7 ، m_8 ، m_8 ، m_8 ، m_8 ، m_8 ، m_8 , m_8 ، m_8 ، m_8 , m_8 , m_8 ، m_8 , m_8 ,

وتنشر الأجهزة الاحصائية المختصة في كثير من الدول سواء على مستوى هذه الدول أو على مستوى المؤسسات بها سلاسل زمنية لأرقام ظواهر مختلفة عن مدد محددة في الماضى ومن أمثلتها على سبيل المثال الحصد.

- ١ السلاسل الزمنية لأرقام الدخل القومي خلال مدة محددة .
- ٢ السلاسل الزمنية لأرقام معدلات الزيادة في الإنتاج أي كان نوعه خلال مدة محددة.
- ٣ السلاسل الزمنية لأرقام متوسط الدخل الفردى للسكان خلال مدة
 محددة.
- السلاسل الزمنية لأرقام الصادرات أو الواردات ككل أو على حسب
 السلعة أو الخدمة خلال مدة محددة.
- ه السلاسل الزمنية لأرقام عدد السكان ككل أو على حسب النوع..
 الخ خلال مدة محددة.

- ٦ السلاسل الرمنية لأرقام المواليد ككل أو على حسب النوع خلال مدة محددة
- ٧ السلاسل الزمنية لأرقام الوفيات ككل أو على حسب النوع خلال
 مدة محددة.
- ٨ السلاسل الزمنية لأرقام طلبة المدارس أو الجامعات خلال مدة محددة.
- ٩ السلاسل الزمنية لأرقام خريجى الجامعات ككل أو على حسب الكليات خلال مدة محددة.
 - ١٠ السلاسل الزمنية لأرقام البطالة خلال مدة محددة.
- ١١ السلاسل الزمنية لعدد المبانى السكنية وفقاً لمستوياتها خلال مدة
 محددة.
- ١٢ السلاسل الزمنية سنوياً أو فصلياً أو شهرياً لمبيعات المحلات ككل
 أو حسب الصنف خلال مدة محددة.
- ١٣ السلاسل الزمنية لأرقام للإنتاج الصناعى لأهم المؤسسات خلال مدة محددة.
- ١٤ السلاسل الزمنية لأسعار الأسهم المختلفة والتغيرات الدورية لهذه
 الاسعار خلال مدة محددة.
- ١٥ السلاسل الزمنية للأرفام القياسية لنفقة المعيشة ككل أو في
 الحضر أو الريف خلال مدة محددة.

ثانيا: إن التخطيط والرقابة واتخاذ القرارات السليمة من أهم المتطلبات على مستوى الدول أو المناطق أو الإدارة العليا بأى مؤسسة سواء أكانت تجارية أو خدمية ولا يتأتى ذلك إلا بالتنبؤ بالمستقبل في كافة النشاطات في المجالات المختلفة.

ومما لا شك أنه بالإمكان الاستدلال حول مستقبل ظاهرة ما أو عدة ظواهر بناء على ما حدث لها فى الماضى أو يحدث لها فى الحاضر باستخدام أساليب الانحدار مثلاً وبعض الأساليب الأخرى للحصول على تقدير مثل هذه الظواهر فى المستقبل.

ثالثاً: ويعتبر تعليل السلاسل الزمنية من أهم أساليب الاستدلال الاحصائى حول المستقبل بناء على أحداث الماضى والحاضر حيث تبين السلسلة الزمنية التغير الذي يحدث في قيم ظاهرة ما كدالة في الزمن ، .

وعليه فالتحليل الاحصائي للسلاسل الزمنية المختلفة يؤدي إلى:

 ١ - تحديد ماهية التغيرات السابقة والحاضرة في سلسلة زمنية محددة.

٢ – تحديد السلوك – أو توصف المجرى – لبيانات الظاهرة موضوع الدراسة ثم قياس التغيرات المختلفة بفعل المؤثرات أو المكونات المختلفة على أو لهذه الظاهرة وهو هدف وصفى يمكن عن طريقة تفسير واستنباط أثر بعض العوامل التاريخية على سلوك الظاهرة محل الدراسة.

٣ - الاستفادة من تحديد السلوك والتغيرات المختلفة للمؤثرات أو
 المكونات المختلفة للظاهرة السابقة - بفرض التشابه في التنبؤ التجريبي
 للظروف التي سادت في الماضي - بما يمكن أن تكون عليه قيم هذه

الظاهرة فى المستقبل أو فى سنوات أو الأزمنة فى الماضى ليس لدينا عنها بيان فى بعض الأحيان .

وعلى سبيل المثال يمكن الاستفادة من تحليل السلاسل الزمنية فى المجال التجارى والاقتصادى بالتنبؤ فى مجالات الإنتاج والمبيعات فى أى صناعة من حيث القيم أو الأسعار النهائية أو أسعار المواد الخام ، أو المواد نصف المصنعة ... الخ، حيث يتم إستخدام التنبؤات السابقة فى مجالات تحديد الميزانيات التقديريه وتحديد سياسات الإنتاج والسياسات البيعية، وسياسات التمويل وسياسات العمالة، والسياسات المحاسبية فى المؤسسات التم تأخذ تحليل مثل هذه السلاسل الزمنية – كأسلوب مساعد فى التخطيط والرقابة بها (*).

 ٤ - تحديد وفصل قيم المؤثرات أو المكونات المختلفة على الساسلة الزمنية مواء في الماضي أو الحاضر أو المستقبل.

رابعاً: يمكن تمثيل أى سلسلة زمنية بيانياً – أى كان نوعها – وذلك بتحديد الزمن (س) على المحور الأفقى – بمقياس رسم معين – وبيانات أو قيم الظاهرة (ص) على المحور الرأسى – بمقياس رسم آخر – وبعد تحديد إحداثيات النقاط المختلفة لقيم السلسلة الزمنية بمكنا أن نصلها بمنحنى باليد فنحصل على ما يطلق عليه ، بالمنحنى التاريخى للسلسلة الزمنية ، وهو أمر هام بالنسبة لأى سلسلة زمنية نهدف التعرف على الشكل العام التاريخى لسلوك هذه الظاهرة وقد يكون هذا المنحنى في شكل مستقيم أو شبه مستقيم أو منحنى من الدرجة الثانية أو درجات أعلى من

^(*) إن دراسة تعليل السلاسل الزمدية ستقيد الدارس في مجالات العلوم الإدارية ، والمحاسبية والاقتصادية المختلفة .

ذلك لأنه إذا أظهرت سلسلة زمنية لظاهرة ما إنجاها عاماً محدداً خلال فترة زمنية طويلة نسبياً من الزمن، فمن المتوقع أن يستمر حدوث هذا الانجاه العام في المستقبل أيضاً خصوصاً في المستقبل القريب نسبياً ويعتبر احتمال إستمرار الانجاه العام للسلسلة الزمنية للظاهرة في المستقبل أساساً معقولاً للتنبؤ.

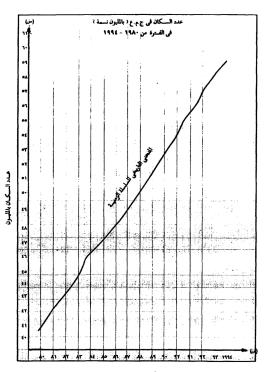
ويتضح لنا ما سبق من المثال التالى :

مثـال (۱) فيما يلى تقديرات عدد السكان فى منتصف العام فى جمه ع خلال العدة من ١٩٨٠ – ١٩٩٤

1112	ML	1917	1111	111.	1141	1544	1947	1941	1560	MAE	1947	1821	1541	1134	الدنوات (ح)
14	opy	al[]	11110	60770	0{101	otan	olla	rine	SUTER	£HI.	(MI)	1:01	emi	nn:	عدد اسكان (ص)

المسكو: الكتاب الإحصائي السنوى يونيو ١٩٩٥.

والمطلوب: تحديد المنحنى التاريخي لهذه السلسلة الزمنية.



الســـنوات الشـــكـــل رقم (٤٤) - ٤٣٩ -

وبالطبع فإن الاتجاة العام لهذه السلسلة هو الزيادة في عدد السكان، وعليه نتوقع زيادة في السكان في ج م م ج خلال الفترة القادمة حتى سنة ٢٠٠٠ مثلاً ويمكن حساب الزيادات السنوات حتى هذا التاريخ باستخدام بيانات السلسلة الزمنية السابقة ، وهكذا الأمر بالنسبة لكافة السلاسل الزمنية للظواهر الأخرى.

ومما نجدر الاشارة إليه هنا قبل الدخول في مكونات السلسلة الزمنية وتحليلها، أن نشير إلى ما يلي :

1 - إن مستوى التغير فى نقطة زمنية بسلسلة زمنية لا تعتمد على مستوى التغير فى نقطة زمنية بسلسلة الزمنية بصفة مطلقة، مستوى التغير فى نقطة زمنية سابقة بنفس السلسلة الزمنية بصفة مطلقة، ذلك لأن قيم الظاهرة (ص) ليست مستقلة تماماً عن بعضها البعض تمام مؤثرات أو متغيرات متعددة اقتصادية واجتماعية ونفسية وأخزى من ناحية، بجانب اختلاف الأهمية النسبية لكل مؤثر منها عبر الزمن فى قيمة الظاهرة فى هذه المؤثرات تغير كل من عدد السكان والناتج القومى الإجمالي، والتطور التكنولوچي، وأنواق المستهلكين، والسياسات الحكومية، والعلاقات الدولية، والطقس أو الجو، والعادات والثقاليد، والأعياد والمواسم، والحروب، والثورات، والغياضانات،

ونظراً لصعوبة قياس أثر كل عامل من المؤثرات السابقة في سلوك الظاهرة أو السلسلة الزمنية موضوع القياس لصعوبته في بعض الأحيان ولاستحالته في أحيان أخرى، لكل ذلك فإننا نلجأ إلى افتراض مؤداه أن قيم المنغير ص دالة في الزمن أي

وهذا يعنى أننا نعتبر الزمن (س) هو المتغير المستقل الوحيد والذى يمثل المحصلة النهائية لتأثير العوامل الكثيرة الأخرى على الظاهرة موضوع الدحث .

٢ – إن درجة الخطأ فى التنبؤ عكسية مع طول فترة التنبؤ، وبمعنى آخر تزداد درجة دقة التنبؤ بقصر الفترة المستقبلية للتنبؤ والعكس صحيح وعليه فإن درجة التنبؤ لسنة قادمة أكثر دقة من درجة التنبؤ لخمس سنوات قادمة.

ومن ناحية أخرى فإن درجة الدقة فى التنبؤ طردية مع طول الفترة الزمنية للسلسلة الزمنية، أى أنه كلما طالت الفترة الزمنية لسنوات السلسلة الزمنية كلما زادت دقة التنبؤ والعكس صحيح.

لذا فإن المدة الزمنية لأى سلسلة زمنية يجب الا تقل عن ٦ فترات زمنية.

وفى كافة الأحوال فإن التنبؤ الذى يتم فى فترات يسودها كل من الثبات والاستقرار بالنسبة للظاهرة موضوع الدراسة يكون أكثر دقة من التنبؤ الذى يتم فى فترات لا يسودها هذا الاستقرار.

مكونات (Components) السلسلة الزمنية وتحليلها

أن التحليل الاحصائي لأي سلسلة زمنية يعني:

 ا حتفكيكها إلى مكوناتها الأساسية المؤثرة على سلوك بيانات أو قيم هذه السلسلة الزمنية وقد أمكن تصنيف تحركات أى سلسلة زمنية فى أربعة متغيرات هى :

- (أ) تغيرات الاتجاه العام
- (ب) التغيرات الموسمية.
- (ح) التغيرات العشوائية (العرضية).
 - (د) التخيرات الدورية.

٢ – دراسة أساليب قياس التغيرات المختلفة التى تتضمها السلسلة الزمنية وطرق فصل تأثير كل مكون منها عن باقى مكونات السلسلة وذلك للتعرف على التغيرات التى تتبع كل مكون منها من حيث طبيعته ومقداره واتجاهه ... الخ.

٣ - دراسة وفحص بعض طرق التنبؤ باستخدام السلاسل الزمنية
 حيث أن الهدف من تحليل سلوك أى سلسلة زمنية هو إستخدامه فى التنبؤ
 بقيم كل مكون فى المستقبل.

٤ - تحديد نموذج السلسلة الزمنية (Time Series model) وذلك يعنى تحديد لعلاقة السلسلة بمكوناتها الرئيسية عند نقطة معينة وليكن (ن) سواء بالنسبة للإنجاء العام (ت) أو للمتغير الشوائي، (ع) أو للمتغير المورى (د,) بوهناك نموذجين يستخدمان في الموسمي (م,) أو المتغير الدوري (د,) بوهناك نموذجين يستخدمان في

هذا المجال كتقريب جيد للعلاقة بين مكونات السلسلة الزمنية التى تظهرها الدانات.

أولهما: نموذج حاصل الجمع (Additive model) وهو يفترض أن القيمة الأصلية السلسلة هي حاصل جمع المكونات الأربعة المكونة للسلسلة

وثانيهما : نموذج حاصل الضرب (Multiplication model)

ويفترض أن القيمة الأصلية السلسلة الزمنية هي حاصل ضرب مكوناتها الأربعة أي أن:

والنموذج الثانى هو النموذج شائع الإستخدام، ذلك لأنه يعطى لكل مكون من المكونات الأربعة أهميته النسبية بجانب سهوله تطبيقه عن النموذج الأول.

كما أن فى النموذج الثانى للسلسلة الزمنية، يتم التعبير عن مكون الانجاه العام فى صورة قيمة عددية أى بوحدات البيانات الأصلية بيينما يتم التعبير عن كل مكون من المكونات الأخرى للسلسلة الزمنية – التغيرات الموسمية والدورية والعشوائية – فى صورة نسب ملوية تزيد أو تنقص عن قيمتها المتوسطة أى ١٠٠ ٪.

كما يجب أن نشير بالنسبة لنموذج حاصل الضرب السابق أن:

* هناك تبعية متبادلة بمعناها الجبرى بين مكونات السلسلة الزمنية ،
 أى أن النبنبات الموسمية والدورية تعتبر دالة فى ذبذبات الإنجاء العـام .

* بملاحظة أثر فيم الانجاه العام على النغيرات الموسمية والنغيرات الدورية في هذا النموذج ، نجد أن نسبة الموسمية إلى الانجاه العام نبقى ثابتة ، وهذا يعنى أن القيم الموسمية إلى الانجاه العام نبقى ثابتة ، وهذا يعنى أن القيم الموسمية تزداد كلما إزدات قيم الانجاه العام ، ويحدث نفس الأمر السابق بالنسبة للتغيرات الدورية .

وثخلص من كل ما سبق أن الغرض من تحليل السلاسل الزمنية هو قياس التغيرات الخاصة بمكونات هذه السلسلة الأربعة، حيث أن القياس السابق يتيح لذا فرصة معرفة مقدار كل منها على الظاهرة المراد تحليلها وينعكس ما سبق في إمكانية:

١ - الوصول إلى نموذج يوضح تحركات الظاهرة موضوع القياس.

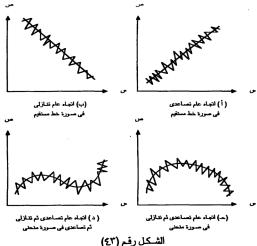
 إستخدام النموذج السابق فى التنبؤ بأثر كل من الانجاه العام والتغيرات الموسمية، والتغيرات الدورية كل على حده.

(أ) تغيرات الانتجاه العام (تن Secular Trend (؛ مقدمة وتعاريف:

بملاحظة المنحنى التاريخى لأى ظاهرة نجد أن هناك ذبذبات فى هذا المنحنى من فترة زمنية لأخرى، لكن ما يعنينا فى الاتجاء العام هو التغيرات التدريجية فى الأجل الطويل فى إتجاء معين (أعلى أو أسغل)، فهناك بعض الظواهر ما يتزايد بطبيعته على مدار الزمن وليكن سنوياً (كالناتج القومى، وعدد السكان فى كثير من الدول النامية، وعدد

الطلبة، وإنتاج السيارات، والأجهزة الكهربائية، وإستهلاك الكهرباء ، عدد المدخنين ... الخ) ، وفيها يكون الانتجاه العام للظاهرة في الأجل الطويل تصاعدياً أي انتجاه موجب، في حين هناك بعض الظواهر ما يتناقص بطبيعته على مدار الزمن وليكن سنوياً (كإستخدام الفحم في التدفئة، وإقتناء (أو تصنيع) السلع الآخذة في الانقراض بفضل التجديد واختراع سلع أخرى بديلة، كالتليفزيونات غير الملونة، وإستخدام ألآت ومعدات الفرز والتثقيب اليدوية في الأعمال الإحصائية، .. الخ) وفيها يكون الإنجاه العام للظاهرة في الأجل الطويل تنازلياً أي إنجاه سالب.

ومما لا شك فيه أن الانجاه العام يعتمد بالدرجة الأولى على درجه النمو للظاهرة موضوع الدراسة وإنجاهها على مدار فترة طويلة من الزمن طولها ست سنوات على الأقل، فإذا أحدث وغيرت هذه الظاهرة إنجاهها وهنا يتغير سلوك الظاهرة ومن ثم يستمر السلوك الجديد للظاهرة مدة طويلة أيضاً، كل ذلك إنعكاساً للعوامل الاقتصادية والتقنية والديموجرافية المحيطة بالظاهرة كوعادة ما يتم تمثيل الانجاه العام بيانياً بخط مستقيم أو في صورة مندنى، حيث لا يخرج تمثيل الانجاه العام للسلسلة الزمنية في غالب الأحوال عن أحد الأشكال التالية:



ثانياً ، طرق قياس الاتجاه العام ،

ويوجـد عـديد من الطرق لتقدير الإنجاه العام الظواهر المختلفة، تختلف كل منها عن الأخرى من حيث طبيعتها ومدى دقتها فى التقدير ومدى مرونـة إستخدامها فى التنبؤ (*). نتناولها فيما يلى :

^(*) إن عدم إستقلالية الشاهدات ستؤدى إلى عدم دقة التقديرات بإستخدام طريقة المريعات الصغرى، لهذا إذا كانت قيم (ص) غير مستقلة عن بعضها البعض فى مثل هذه الحالة فإن إستخدام الاتجاه العام كأسلوب للتنبؤ فى المستقبل يجب أن يؤخذ بالحيطة والحذر.

١ - طريقة التمهيد باليد The Free Hand method ،

وتقوم هذه الطريقة على نمثيل الظاهرة بيانيا في صورة منحنى تاريخي للسلسلة الزمنية - أى البيانات الأصلية - كما جاء في المثال رقم (١) السابق.

ثم نقوم باليد بالحصول على خط مستقيم مناسب أو منحنى مناسب أو منحنى مناسب أو منحنى الانحرافات الموجبة مساوية أو قريبة للانحرافات السالبة لخط أو منحنى الانجاه العام عن المنحنى التالم في التالم قريبة للناهرة.

ورغم سهولة وبساطة هذه الطريقة فإن ما يعيبها أنها تعتمد على التقدير الشخصى للباحث فى توفيق خط الانتجاه العام، والإجراء الأخير يختلف من باحث لآخر وبالتالى فإن التقدير أو التنبؤ بإستخدام هذه الطريقة سيختلف من باحث لأخر، أى أن هذه الطريقة تكون شخصية وليست موضوعية ، ومن ثم يقتصر تطبيقها على بعض المجالات التجارية حيث يكتفى بالحصول على تقديرات تقريبية تؤدى الغرض منها.

مثال (۲):

فيما يلى بيان بمبيعات إحدى الشركات بملايين الجنيهات سنوياً خلال المدة من 19۸7 - 1991.

1997	1990	199£	1997	1997	1991	199.	19,89	1988	1944	19,43	السنة
11	11	1.	١٢	۱۲	٧	1	1	٨	٢	٢	قيمة المبيعات

والمطلوب: ١ - توفيق خط الانجاء العام خلال سنوات السلسلة الزمنية . ٢ - تحديد معادلة الانجاة العام.

٣ – التنبؤ بقيمة المبيعات لهذه الشركة عام ٢٠٠٠.

الحسل: نقوم برسم المنحنى التاريخى لقيم المبيعات كما جاء بالصفحة اليرانية التالية: ١ - نمهد أفضل خط مستقيم وليكن في اعتقادنا الخط ق ل (وهو خط

۱ - تمهد افضل خط مستقیم ولیکن فی اعتقادنا الخط ق ل (وهو خط مستقیم).

٢ - لتحديد معادلة الاتجاه العام وهي معادلة من الدرجة الأولى حيث القيمة
 الاتجاهية للظاهرة ش = أس + ب حيث ش القيمة الاتجاهية
 للظاهرة ، أميل الخط المستقيم، ب (الجزء المقطوع من محور الصادرات)،

وحيث أبصفة تقريبية = ظل الزاوية أي (ظاك)

1, • £ =

، ب = وق = ٣ (كما جاء بالصفحة التالية)

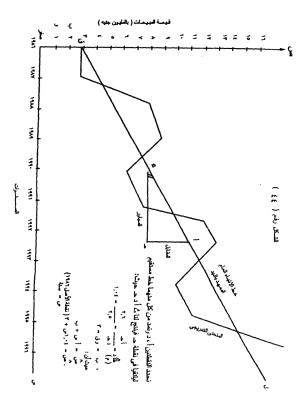
وعليه فإن : معادلة الخط المستقيم (الاتجاه العام) .

٣ – للتنبؤ بقية المبيعات للشركة عام ٢٠٠٠

نحدد أولا قيمة س = (سنة التنبؤ – سنة الأساس (١٩٨٦) السلسلة = (٢٠٠٠ – ١٩٨٦ – ١٤ سنة)

ثم نتنبأ بقية المبيعات من معادلة الاتجاه العام

= ۱۲,۵۱ + ۳ = ۱۷,۵۱ ملیون جنیه.



r - طريقة اشباه المتوسطات: The methed of Semi average - ٢

ويطلق البعض على هذه الطريقة بطريقة متوسطى نصفى السلسلة حيث يتم فيها نقسيم بيانات أو قيم السلسلة الزمنية إلى جزئين متساويين، ثم نقوم بإيجاد متوسط كل جرء من الجزئيين السابقين ومن ثم الحصول على نقطتين، ويمكن الاكتفاء بنقطتى المتوسطين السابقين وبايصال خط مستقيم بينهما وهو الذى يحدد خط الاتجاه العام – بدلاً من مجموعة نقاط السلسلة الزمنية من حيث القيم والزمن كما جاء فى طريقة التمهيد باليد السابقة ومن ثم تحديد القيم الإتجاهية للظاهرة بتحديد معادلة خط الإتجاه العام لها كما يلى:

 ١ حيث أن الخط المستقيم الذي يمر بالوسطين المذكورين يمثل خط الاتجاه العام.

٢ ـ من الممكن إيجاد معادلة خط مستقيم بمعاوميه نقطتين عليه
 ص = أ س + ب

أى أن أ = ______الفرق بين الوسطين الحسابين الفرق بين زمنيهما

٣ - أما قيمة (ب) فتحدد بقية كل من المتوسطين لجزئى السلسلة الزمنية السابقين وهى تختلف باختلاف نقطة الأصل لكل معادلة، وعليه فيكون لدينا معادلتين اتجاهتين سنة الأساس لكل منهما مختلفة عن الأخرى كما يتضح من المثال التالى:

مثال (٣) بغرض أنه في المثال رقم (٢) أخذت بيانات السلملة لعشرة سنوات فقط عن الفترة من ٨٧ - ١٩٩٦ فأحسب معادلتي الانتباه العام ، ثم تنبأ بقيمة المبيعات لهذه الشركة عام ٢٠٠٠ بإستخدام طريقة أشباه المتوسطات.

الحل:

حيث يقع المتوسط الأول (ص،) أمام السنة المتوسطة في النصف الأول
 للسلسلة أي أمام عام ١٩٨٩، بينما يقع المتوسط الثاني (ص،) أمام السنة المتوسطة في النصف الثاني للسلسلة أي أمام عام ١٩٩٤.

٣ - وتصبح معادلتي خط الإنجاه العام هما :

٤ - بإستخدام المعادلة الأولى (يمكن التنبؤ بقيمة المبيعات عام ٢٠٠٠) كما يلي:

$$\hat{\omega} = 1\omega + \psi$$

(ب) بإستخدام المعادلة الثانية (يمكن التنبؤ بقيمة المبيعات عام ٢٠٠٠) كما يلى :

$$17, \xi + 7 \times 1, 17 =$$

عيوب الطريقة السابقة

- اطبق هده الطريقة فقط في حالة السلاسل الزمنية دات السنوات الزوجية،
 فإذا كان عدد سنوات السلسلة فردياً ، فنظراً لأنه لا يمكن نقسيمها إلى
 جرئين متساويين وعلى ذلك فيفضل حذف سنة منها السنة الأولى أو
 السنة الوسطى ليصبح عدد سنواتها زوجياً (كما جاء في المثال (٣)
 السابق)
- ٢ تستخدم هذه الطريقة إذا كان الاتجاه العام في صورة خط مستقيم فقط أي
 أنها لا تطبق إذا كان الإنجاء العام في صورة منحني .
- ٣ نظراً لأن خط الاتجاء العام يعتمد على الوسط الحسابى فى كلا جزئى السلسلة واما كان الأخير يتأثر بالقيم الشاذة أو المتطرفة فى أى من جزئى السلسلة، ومن ثم فإن خط الاتجاء العام لا يكون فى موضعه الصحيح وبالتالى يكون التنبؤ باستخدام معادلته مشكوك فى دفئه.

ورغم كل ما تقدم فإنها من الطرق السهلة والبسيطة والتي لا تحتاج إلى مجهود حسابي كبير (*).

٣ - طريقة التوسطات التحركة: The moving avesage method

وتقوم هذه الطريقة على إستخدام أكثر من متوسطين حسابين حيث يتم حساب عدد من المتوسطات المتتابعة لمجموعات متداخلة من البيانات أو القيم الأصلية للظاهرة، على أن تتكون كل مجموعة منها من مفردتين أو ثلاثة أو أربعة أو خمسة على حسب الأحوال، وبمعنى آخر فقد يختلف طول دورة فترة المتوسط طبقاً لخبرة الباحث في هذا المجال، ومما لا شك أن الإجراء السابق -

^(*) من الممكن إستخدام الوسيط بدلاً من الوسط الحسابى فى الحالات التى يغمنل فيها الاحصائبون إستخدام الوسيط بدلاً من الوسط الحسابى.

المتوسطات المنحركه - سيعس على العصاء على الديديات او التعرجات يسبب التغيرات الموسعية والتغيرات عير المنتظمة في المنحدي التاريحي للسلسلة الرمنيه وبذلك بحصل على سلسلة أكثر ملوسة أو تمهيداً من السلسلة الأصليه وسينصح ذلك من الشكل رقم (20)، كما أن فيم هذه المتوسطات المتحركة تمثل قيم إتجاهية تقريبية مخلصة من التأثيرات الموسعية والعرضية فالمتوسطات المتحركة لدورة طولها فترتين زمنيتين سيكون عددها (ن - 1) متوسطاً فيمهاعبارة عن:

$$\frac{\omega_1+\omega_2}{\gamma}, \frac{\omega_1+\omega_2}{\gamma}, \frac{\omega_2+\omega_3}{\gamma}, \frac{\omega_1+\omega_2}{\gamma}, \frac{\omega_2+\omega_3}{\gamma}$$

والمتوسطات المتحركة لدورة طولها ثلاث فترات زمنية سيكون عددها (ن - ۲) متوسط قيمها عبارة عن.

وهكذا ... ، ومعنى ذلك أن القيم الإنجاهية سنكون أقل من القيم الأصلية على حسب طول دورة فقرة المتوسط ، فكلما زاد طول هذه الدورة ، قلت عدد القيم الانجاهية عن القيم الأصلية ، وهو ما يعنبر عيباً من عيوب هذه الطريقة .

مثال (٤) حل المثال رقم (٢) السابق بإستخدام أسلوب المتوسطات المتحركات على أساس.

أولاً : طول دورة المتوسط سنتين.

ثانيا : طول دورة المتوسط ثلاثة سنوات.

و____دول (۱۹)

السنة أولا المناب المن						•			
السنة (مر) بالعلين المتحوك الدرة طرابا ستين (مر) بالعلين المتحوك الأدث الدرة طرابا ٣ ستوت المتحوك الأدث الدرة طرابا ٣ ستوت المتحوث ال	i	Γ	انيا	ث			أولا		
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$			ثلاث الدورة له	المتحرك لذ	(ص) بالعليون		المتحرك	(ص) بالمليون	السنة
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$			-	_	١٢	_	_	[7	1943
$ \begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	- T÷ 12	1	T÷ 18	15	۲	Y = Y÷ 1	١	11	1944
V, IV - T ÷ TY T Y, 0 - T ÷ 10 10 1 145. A, IT - T ÷ TY TO T, 0 - T ÷ 17 IT V 1461. II, IV - T ÷ TY TO IY 1, 0 - T ÷ 14 IY 1447. II, IV - T ÷ TO TO IY, 0 - T ÷ TO YO 17 1447. II, IV - T ÷ TY TY II, 0 - T ÷ TY IT 1447.	= T÷ Y•	١	7÷ 4.	۲٠	\ \ \ \	0,0 = Y÷11	"	11 .	1944
$ \begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	- r÷ *r	٧	7÷ 77		١ ،	A,0 = Y÷ 1Y	117	٩	1949
11,1V - T ÷ TT	= 7÷ 77	۱	7÷ 77		` ,	Y,0 = Y÷10	10	1	199.
11,1Y - T÷TY TY 1,0 - T÷14 14 11,1Y - T÷T0 T0 1Y 11,0 - T÷T0 Y0 1Y 1141 11,1Y - T÷T£ T£ 1T 11,0 - T÷TY 1T 1T 1141		1	1		٧	7,0 = Y÷17	117	٧	199)
11,1Y - Y+Y0	- Y÷ TY	١,	T÷ TY	**	,,	9,0 = Y÷19	19	,,	
11,0-4+11 17	= T÷T0	"	T÷70	70		17,0 = Y÷ Y0	40		
17.TT = T÷TV TV 1. 1.0 = T÷T1 T1 1. 1945	= T÷T£	"	1			11,0 = Y÷ YT	т		
	- r÷rv	11	7÷17	17		1*,0 = Y÷ Y1	71		
- " 17,0 = Y÷TY TY \$ 11 1190	-			-		17,0 = Y÷YY	177	 	1990
					17	_	-	("	1997

ونلاحظ من الجدول انسابق أن:

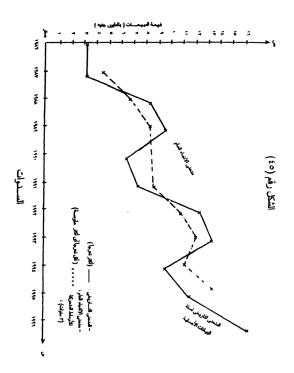
۱ – لايجاد المتوسط المتحرك الأول في ثانياً = $7 + 7 + 4 = 11 \div 7 = 1$

وهو يقع أمام السنة المتوسطة أي أمام عام ١٩٨٧

٢ - لايجاد المتوسط المتحرك الثاني في ثانياً - ٣ + ٨ + ٩ - ٢٠ = ٣ - ٢,٦٧

- وهو يقع امام السنه المتوسطة أي أمام عام ١٩٨٨ وهكذا ...
- ٣ أن عدد القيم الانجاهية = ١١ ٢ = ٩ فقط ، لأنه لا نوجد قيمة إنجاهية السنة الأولى من السلسلة الزمنية (١٩٨٦) كما لا نوجد قيمة إنجاهية السنة الأخيرة من السلسلة الزمنية (١٩٩٦) .
- ٤ إذا كان طول دورة المتوسط ٥ سنوات مثلاً سنجد أن أول متوسط متحرك سيقع أمام عام ١٩٨٨ وبالتالى لا تكون هناك فيم إتجاهية أمام السنتين الأوليدتين من سنوات السلسلة الزمنية (١٩٨٦ ، ١٩٨٧)، كما أن آخر متوسط متحرك سبقع أمام عام ١٩٩٤ وبالتالى لا تكون هناك قيم إتجاهية أمام السنتين الأخيرتين من سنوات السلسلة الزمنية (١٩٩٥ ، ١٩٩٠).
- م نلاحظ أنه إذا كان طول دورة المتوسط زوجية، فإن القيمة الاتجاهية لا تواجه سنة محدد ، ولكن تقع في الغراغ بين سنتين متتاليتين أو قيمتين أسليتين، فالمتوسط المتحرك الأول في أولاً يقع بين السنتين المتوسطات ١٩٨٦ ولا يقع أمام أحدهما، لذلك في مثل هذه الحالة نلجاً إلى المتوسطات المتحركة المركزية أو ما يطلق عليه المتوسط الممركز (Centered average) في مواجهة إحدى السنوات أو القيم الأصلية وذلك بأخذ الوسط الحسابي لكل وسطين متحركين متتاليين من الأوساط المتحركة التي تم الحصول عليها من السلملة الزمنية في الخطوة السابقة .

فيمه المبيعات (بالمليون جنيه)



فالمتوسط المركزي إذا كانت طول دورة المتوسط المتحرك فترتين عبارة عن

$$(\frac{\lambda}{2},\frac{\lambda}{2}+\frac{\lambda}{2}+\frac{\lambda}{2},\frac{\lambda}{2}+\frac{\lambda}{2})\frac{\lambda}{2},(\frac{\lambda}{2},\frac{\lambda}{2}+\frac{\lambda}{2}+\frac{\lambda}{2}+\frac{\lambda}{2})\frac{\lambda}{2})\frac{\lambda}{2}$$

وهكذا، والمتوسط المركزى السابق سيقع أمام سنة أو قيمة أصلية من سنوات أو قيم السلسلة الزمنية .

مثال (٥) إحسب القيم الاتجاهية بإستخدام أسلوب الأرساط المتحركة في المثال رقم (٤) السابق إذا كان طول دورة المتوسط المتحرك أربع سنوات.

الحل: جــدول (۲۰)

الأوســاط المتحركــة المركزيــة (القيم الانجاهية)	المتوسط المتحرك لأربع سنوات	المجموع المتحرك لأربع سنوات	قيمة المبيعات (ص) بالمليون جنيه	السنة
-	-	_	٦٦	1947
7,140 - 7,0+0,40	-	71"	[7	1944
Y,0+1,0	0,40 = £÷44	41] ^	1944
V	1,0 = £÷ Y1	۲.),,	1949
A - A,0+Y,0	٧,٥ = ٤÷٣٠		١,	1990
1 = 4,0+4,0	1,0 = £ ÷ T£	4.5	٧	1991
10,0+4,0	1.0 = £÷£7	77	14	1997
), =	11,0 = £÷£7	£Y	17	1995
11 - 11,0+10,0	17,0= £÷0.	£٦	١٠	1998
17,0+11,0		۰۰	11	1990
T T		_	17	1997
=		_		

وعاده ما تستحدم المتوسطات المتحركه لدوره طولها ٢٠ شهراً في السلاسل الرمنية للبيانات التجارية والاقتصادية التي ننشر شهرياً، ذلك لأن مثل هذا المتوسط المتحرك في الأحوال السابقة يكون فعالاً في التحلص من التجيرات الموسمية والعرصية على أن يتم إستخدام الأوساط المتحركة المركزية بعد ذلك.

ومن أهم عيوب طريقة المتوسطات المتحركة :

- ان عدد القيم الاتجاهية التى يتم الحصول عليها نقل عن عدد القيم الأصلية للسلسلة الزمنية ، حيث تفقد عدداً من القيمة الاتجاهية في أول وأخر السلسلة ويريد عدد القيم الاتجاهية المفقودة كلما طالت دورة المتوسط المتحرك.
- ٢ أن كل متوسط متحرك يمكن أن يتأثر بالقيم المتطرفة في بيانات طول دورة المتوسط المتحرك.
- الحصول على القيم الانجاهية مول معادلة الإنجاء النام كما جاء بطريقة أشياء المتوسطات السابقة ، الأمر الذي لا يمكننا من التنبو بالقيم الاتجاهية للظاهرة موضوع الدراسة في نقاط رمنية مستقبلية أي لاحقة لسنوات السلسلة الزمنية .
- الاعتماد على الخبرة الشخصية ضرورة التجرية الحصول على أنسب طول الديرة الوسط المتحرك والذي يختلف من ظاهرة الأخرى.
 - 4 طريقة المربعات الصغرى : Method of leas squares

وتعتبر هده الطريقة ، أكثر موضوعية من الطرق السابقة حيث أنها تتلافي العبوب التي شابت الطرق الثلاثة السابقة.

وبمقتضى هذه الطريقة يتم الحصول على خط أو منعنى واحد ممهد للانجاه الدام يعنسر أفصل حط أو منعنى يمثل القيم الأصلية للظاهرة ويتم الرصول إلى هذا الخط أو المنعنى الممهد بطريقة موضوعية بعيدة كل البعد عن الإجتهادات الشخصية للباحثين كما جاء في الطرق الثلاث السابقة.

حيت نعوم هذه الطريفه على فكره بسيطه مؤداها أنه عند بوفيو حط مستقيم أو مدحنى، فإن أفضل حط مستقيم أو مدحنى بإتباع هذه الطريفه هو الذي يكون مجموع مربعات إنحرافات النقاط على المنحنى الأصلى القيم عن الخط أو المنحنى الممهد الممثل للأنجاه العام أصعر ما يمكن أى عند حدها الأندنى، ونظراً لأن الشكل العام للانتشار أو المنحنى التاريحى السلملة الزمنية فد يكون شبه مستقيم أو فى صورة منحنى لذا هإن خط الانتجاه العام قد يكون مستقيماً أو فى صورة منحنى لذا سنفرق عند دراستنا فى هذه الطريقة بين الانجاه العام الخطى والانجاه العام غير الخطى.

أولاً: الاتجاه العام الخطى (*): وتكون معادلته:

وأن خ هو الخطأ العشوائي المعادلة، وتهدف هذه الطريقة إلى الحصول على قيم أ ، ب بحيث يكون

مد خ Y = مـد (ص – أ – ب س Y أقل ما يمكن (إرجع في ذلك إلى ص Y ، Y ، Y ، Y ، Y ، Y

وينتج لنا ذلك بالمعادلتين القياسيتين التاليتين:

$$(Y)$$
 $y \rightarrow Y + Y$

حيث ن عدد الفترات الزمنية .

^(*) ممكن بإستخدام شكل الانتشار النحقق من أن الانجاء الناء في صورة مستقيم أن شبه مستقيم أي أن الانجاء العام خطى نفس الشيء يمكن أيضاً بإستخدام طريقة أخرى نعرف بطريقة الفروق فيأنا كان أفرق الأول Δ من – مقدار ثابت يكون منحنى الانجاء العام خطى، لكن إذا كان الغرق الثاني Δ 1

وبحل المعادلتين السابقتين يدوياً (أو بإسنخدام برامج الحاسب الآلى) نحصل على قيم أ ، ب التي تبعل محد خ٢ عند حدما الأدنى ، وبذلك يتحدد الخط المستقيم في (١) الممثل للاتجاه العام على فرض أنه مستقيم ، حيث أن ص تمثل القيم الاتجاهية للظاهرة ، س الفترة الزمنية ، أ ، ب مقدران ثابتان كما يمكن الوصول إلى أ ، ب كما يلى (راجع حساب معامل الاتحدار بالفصل السابع)

$$\frac{\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}}{\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}} \times \frac{1}{2} \times \frac{$$

مثـال (٦) فيما يلى سلسلة زمنية سنوية لإنتاج إحدى الدول من اليترول الخام خلال المدة من ١٩٨٨ - ١٩٩٤ بالمليون طن.

جـــدول (۲۱)

199£	1998	1997	1991	1990	1949	1944	السنة
٤٩	٤٦	٤٤	٤٥	٤٣	٤٣	٤٢	الإنتاج بالمليون طن

والمطلوب :

- ١ حساب معادلة الاتجاه العام بطريقة المربعات الصغرى بفرض أنه خط مستقيم بأكثر من طريقة.
 - ٢ التنبؤ بالإنتاج السنوى من البترول الخام لهذه الدولة عام ٢٠٠٠ .

الحسل: الطريقة الأولى: نقطة الأصل هى السنة الأولى بالسلسلة (١٩٨٨) ويمكن أن نعطى للسنوات ١٩٩٨، ٩٩، ٩١، ٩١، ٩٣، ١٩٩٤ الأرقام ١,٠٠٠، ٢، ٢، ٥، ١، على الترتيب كما يتضح من الجدول التالى:

جــدول (۲۲)

		السنوات	قيمة الإنتاج	
<u>"</u>	س ص	(v)	بالمليون طن	السنة
			(ص)	
•	•	•	٤٢	1988
١	٤٣	١	٤٣	1949
٤	٨٦	۲	٤٣	1990
٩	150	٣	٤٥	1991
17	۱۷٦	٤	٤٤	1997
40	74.	٥	٤٦	1998
٣٦	79£	٦	٤٩	1992
91	978	41	717	المجموع

.. ص = س + ٤١,٥٧ (نقطة الأصل عام ١٩٨٨ وحدة الزمن س:سنة)

(ممكن الرصول لنفس المعادلة السابقة باسلوب حل المعادلتين القياسيتين)، وباستخدام معادلة الانجاء العام السابق بمكن التنبؤ بقيم ص عند العام ٢٠٠٠ كما يلى :

الطريقة الثانية :

(نقطة الأصل هي السنة المتوسطة بالسلسلة أي عام ١٩٩١) وتعمل الطريقة الثانية على تسهيل العمليات الحسابية كويطلق عليها المختصرة وعلى ذلك سبكون قيم (س) كما يلى :

أى تأخذ السنوات قبل عام ۱۹۹۱ قيم سالبة ۱۰ ، ۲۰ ، ۳۰ على النرتيب وتأخذ السنوات بعد عام ۱۹۹۱ قيم موجبة ۱۰ ، ۲۰ ، ۳۰ على النرتيب كما في المثال رقم (۷) التالى :

جــدول رقم (٢٣)

القيمة النسبية مخاصة من أثر الاتجاه العام	القيمة الاتجاهية	۲,,	س من		(ص) الإنتاج		
من ۲۱۰۰x	ص −س +44,074	J.	0.0	س (بالسنوات)	بالمايون طن	السنة	
1							
1-1-1-× £1,0V	£1,0Y= ££,Y+T-	٩	177-	۲-	٤٧	1944	
1-1 = ET EY,0Y	£7,07- ££,07+7-	ŧ	-7A	۲-	٤٣	1949	
1.7,6 = × £7,0Y	£1,0Y= ££,0Y+1-	١	£7'-	1-	٤٣	1990	
1-1- 1 x - 11,0Y	صفر +44,07 = 46,23	مغز	مغز	مغز	<u>to</u>	1991	
11,0=1x ££	£0,0Y= ££,0Y+1	,	11	۱+	ŧŧ	1994	
14,4= 1 ·· × £1 £1,0Y	£1,0Y= ££,0Y+Y	£	91	۲+	: £1	1997	
1-7-1-× £9	£V,0Y- ££,0Y+5	٦.	111	۲+	£9	1992	
		YA	+7A7 -007	مفز	717	المجموع	
			YA+				

ونظراً لأن (مدس = صفر) فنجد:

وتصبح معادلة الاتجاه العام

ص = س + ٤٤,٥٧ (نقطة الأصل عام ١٩٩١، وحدة الزمن س : سنة)

وعليه يكون الإنتاج المتوقع عام ٢٠٠٠

= ٥٣,٧ مليون طن (وهي نفس النتيجة في الطريقة الأولى)

إذا كان عدد سنوات السلسلة (ن) عدداً ازدواجياً :

مثسال (۸):

حـل المثال رقم (٦) السابق بفرض أضيف إلى السلسلة إنتاج عام ١٩٩٥ وكان ٥٣ مليون طن.

الحسل : بالطريقة الثانية : جسدول (٢٤) (نقطة الأصل هي متوسط السلسلة منتصف عام 1991 أي يوليو (نموز) 1991 .

س۲	س مس	ص الزمن بأنصاف السنوات	الزم <i>ن</i> بالسنوات	(ص) الإنتاج بالمليون مس	السنة
٤٩	79£ –	٧~	r <u>'</u> -	£ Y	1944
40	*10-	٥-	4 1 -	٤٣	1949
٩	144-	٣-	1 1-	٤٣	199.
١	٤٥-	١-	1 -	10	1991
منفز	صفر	منغز	منفز		
,	££+	1+	'\ +	££	1997
٩	174+	۳+	1, 1 +	٤٦	1998
40	750+	۰+	4 1 +	٤٩	199£
٤٩	**1+	V +	۳ ' +	٥٣	1990
174	79A+ 7AT- 110+	مسقو	صفر	770	المجموع

^(*) نعتبر کل $\frac{1}{\gamma}$ سنة = 1

وتصبح معادلة الانجاه العام

صُ = ١٩٥٠, ٠ ص + ٤٥,٦٢٥ (نقطة الأصل يوليــو (تعوز) ١٩٩١ وحدة الزمن س : ليــ سنة)

> وعليه يكون الإنتاج المتوقع في يناير (كانون ثاني) عام ٢٠٠٠ ش . . . = ١٦٥ × ١٧ + ٤٥,٦٢٥

£0,770 + 11,7£0 =

- ۵۷,۲۷ ملیون طن ملحوظة (۱) :

(أ) وضعنا س = صفر أمام منتصف السلسلة الزمنية السابقة أى في المنتصف بين سنتي ١٩٩١.

(ب) ووضعنا س = ۱ ، + ۱ أمام السنتين ۱۹۹۱ ، ۱۹۹۲ على الترتيب أى جعلنا الغرق بينهما وبين منتصف سنة وبذلك ۱۹۹۱ عبارة عن الوحدة (۱) والوحدة هنا تعنى نصف سنة وبذلك تتلافى الكسور لتسهيل العمليات الحسابية، وعليه فقد وضعنا أمام عام ۱۹۹۰ (س = - ۳) بدلاً عن لي السنة ، في عام ۱۹۹۳ (س = + ۳ أى عن قرق يساوى لي السنة)

ب السنة ، في عام ٢٠٠١/ من ٢٠٠٠ الى عن قرق يصاوى ب المسلمة السابقة أو اللاحقة لنقطة الأصل.

ملحوظة (٢) : لحساب س = يناير (كانون ثانى) ٢٠٠٠ - يوليو (نمور ١٩٩١)

$$-\frac{1}{V}$$
 ۸ (سنة) × ۲ = ۱۷ فترة زمنيةطول كل منها $\frac{1}{V}$ سنة.

ملحوظة (٣) :

عند الوصول إلى معادلة إتجاهية محددة لابد أن يكتب أمامها كل من: (أ) نقطة أو سنة الأصل لها.

(ب) وحدة الزمن المستخدمة بها حتى يمكننا الحصول على التقدير الدقيق للقيم الانجاهية المتبأ بها في المستقبل أي بعد سنوات السلسلة الزمنية :

ملحوظة (٤) :

إن أسلوب تحديد الاتجاه العام لبيانات شهرية أو ربع سنوية الظاهرة لا يختلف عما إذا كانت البيانات للظاهرة سنوية الا بزيادة الجهد الحسابى والوقت نتيجة زيادة عدد البيانات وتكون المعادلة لوحدة زمن شهرية أو ربع سنوية على حسب الأحوال.

الخطساً المعيساري وليسكن ع (صاس)(*)

يعتبر الخطأ المعارى إختبار إحصائى لقياس دقة تمهيداً أى خط مستقيم بإستخدام (طريقة المربعات الصغرى أو شبيه المتوسطات أو طريقة الرسم المربعات الصغرى أو شبيه المتوسطات أو طريقة الرسم المربعات الم

^(*) انظر الخطأ المعياري امعادلة الانحدار بالمبحث الأول الفصل السابق ص ٢٨٧.

ثانيا · الاتجاه العام غير الخطى . Non linear trend

في بعض الأحيان نجد أن الظاهرة موضوع الدراسة عند تمثيلها في شكل الانتشار أو بإستخدام طريقة الفروق ، نجد أن منحنى الانجاه العام غير خطى (*) ، فمثلاً قد يتبين لنا أن منحنى الانجاه العام منحنى من الدرجة الثانية ، وتكون معادلته على الصورة .

حيث خ تشير إلى الخطأ العشوائى للمعادلة وحتى نحصل على أفضل منحنى ممهد بإستخدام طريقة المربعات الصنغرى وبدب أن يكون مح 7 أقل ما يمكن (كما سبق أن أوضحنا عند دراسة الانجاء العام الخطى) ويتم الوصول إلى ترابت المعادلة (7) السابقة أ ، ب ، حد التى تحقق الهدف السابق بحل المعادلات القياسة التالية:

- مد ص = أمد س^۲ + بمد س + ن د (۱)
- مد س ص = أمد س + ب مد س + حمد س (۲)
- مد س ص = أمد س 3 + ب مد س 7 + د مد س 7 (7)

 (وأيضاً لتبسيط العمليات الحسابية يفضل أن يتم إختيار نقطة الأصل بحدث تحمل مد س 7 = صغر)

الأمر الذي بجعل المعادلات الثلاثة القياسية السابقة تصبح كما يلى:

- محص = أمحس + ن حد محص =
- مد س ص = ب عد س ^۲ مد س ص

^(**) فقد يكون في شكل ملحني أسى ، أو منحني نمو (جوبيرنز ، اللوجستي).

وبحل المعادلتين الأولى والثالثة نوجد قيم أ ، حـ وبذلك نتمكن من الحصول على قيم الثوابت أ ، ب ، حـ المطلوبة .

وسيتضح ما تقدم عند حل المثال التالي

مثال (٩):

الجدول التالى عبارة عن سلسلة زمنية لإنتاج إحدى الشركات بالمليون وحدة سلعية متشابه خلال المدة من عام ١٩٨٧ – ١٩٩٢

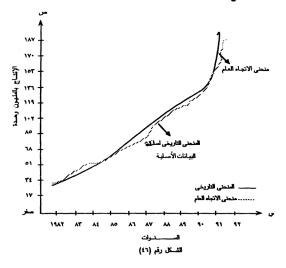
جـدول (۲۵)

-	1997	1991	111•	1949	1944	1944	1947	1940	1948	1447	1948	اسنة
	141,1	171,4	177,7	٧,٥٠	44	'n	17,4	٧,٠٥	171,4	11,£	17,1	الإنتاج بالعليون رحدة

والمطلوب :

- (أ) تحديد منحنى الاتجاه العام للإنتاج بيانياً .
- (ب) تحديد معادلة الإتجاه العام بطريقة المربعات الصغرى .





(أ) الاتجاه العام في شكل منحني من الدرجة الثانية

ويمكن تحديد معادلة منحى الانجاه العام بالطريقة المختصرة كما يلى:

جــدول (٢٦)

س'س	س ص	£س	5.	س¥	(س) بالمنوات	الإنتاج (ص) بالمليون	المسلة
۸۳۰	117-	140	140-	70	0~	77,1	1947
0.4,5	140,7-	707	75-	11	1-	T1,£	1945
T0A,Y	119,8-	۸۱	14/-	١,	٣-	89,4	1982
۲۰۰,۸	100,5-	17	1 1	٤	٧-	۲,۰۵	19.00
17,4	17,4-	,	1-	,	1-	٦٢,٩	1947
صفر	منز	صفر	صفر	صفر	مسفر	٧٦,-	1944
97	44	,	,	,	1+	94,-	1944
£77,A	۲۱۱,٤	17	17	٤	7+	100,4	1949
11.5,7	T74,£	۸۱	77	١,	۲+	177,7	1990
11.4,1	۵۲۲,۸	707	٦٤	17	£+	۱۳۱,۷	1991
£ YYY ,0	۸٥٥,٥	770	140	40	0+	171,1	1997
1.50,4	1844,4	1904	صفر	110	مغر	917,7	المجموع

وبالتعويض في المعادلات الثلاث السابقة نجد أن

- (۲) ۱۳۸۷,۸

وبالتعويض بقيمة (أ) في المعادلة (١) :

وتصبيح مسعادلة الانجاه العام ص ~ ١,٥ س٢ + ١٢,٦١٦ س + ١٨,٣٤ (نقطة الأصل: ١٩٨٧ وحدة الزمن (س) : سنة).

استبعاد أثر الإنجاه العام،

وهذا يعنى حصولنا على قيمه للظاهرة متأثرة بالتغيرات الأخرى وهى – أثر التغيرات الموسمية، وأثر التغيرات الدورية، وأثر التغيرات العشوائية – دون أثر الاتجاه العام، فطى فرض أن النموذج المستخدم هو نموذج حاصل الصرب أى أن:

فإنه الحصول على $1_0 أى (\hat{\omega}_0)$ فقد ثم ذلك بطرق عديدة سبق الاشارة إليها سابقاً وكانت طريقة المربعات الصغرى أفضالها حيث .

ص = أس + ب .. في حال الانجاه العام الخطى ،

ص = أ س٢ + ب س + حـ في حالة الاتجاه العام غير الخطى

فكى نستبعد أثر الاتجاه العام فنستخدم المعادلة التالية التي تحقق ذلك :

قيمة الظاهرة بعد تخلصها من أثر الاتجاه العام (تن):

وبتطبيق ذلك على بيانات المثال رقم (٦٧) السابق – أنظر الجدول رقم (٦٧) حيث بلغت القيم الانجاهية :

$$20,0V = \frac{1}{10}$$
 $21,0V = \frac{1}{10}$
 # بينما بلغت نسب الإنتاج مخلصة من أثر الاتجاه العام

%1.T. %9A,A. %97,0. %1.1. %1.T, £. %1.1. %1.1

من القيم الأصلية على الترتيب خلال سنوات السلسلة، ومعنى ذلك أن هناك زيادة في الانتاج الأصلى عن القيمة الإنجاهية بنسبة ١٪، ١٪، ٢٪، ٣,٤،٪ ، ١٪، ٣٪ خلال الأعوام ١٩٨٨، ١٩٨٩، ١٩٩٠، ١٩٩١، ١٩٩١، ١٩٩٤، بينما هناك نقص في الإنتاج بنسب ٣,٥٪، ٢,١٪ خلال الأعوام ١٩٩٧، ١٩٩٣.

ويمكن تمثيل ما سبق في الجدول التالي : جــدول (۲۷)

النسبة المئوية	من <u>من</u> ۲۱۰۰×	القيمة الانجاهية	القيمة الأصلية	
م <u>ن</u> ۲۱۰۰٪		للإنتاج (تن)	للإنتاج (ص)	السنة
من 1	(ئن×ىن×ىد)	أو (ش)	(ت _ى ×م _ى ×ن _ە ×ع _ى)	
1-1	1,•1	£1,0Y	٤٢	1944
1.1	1,•1	£Y,0Y	. 27	1949
1.7,8	1,•178	£1,0Y	273	199•
1•1	1,•1	££,0Y	٤٥	1991
17,0	٠,٩٦٥	10,04	źí	1997
1,64	٠,٩٨٨	£7,0Y	ខា	1995
107	١,٠٣	£ V, 0 Y	٤٩	199£

ومن الجدول السابق نستنتج ما يلي :

١ – عندما تم قسمة الإنتاج الأصلى على الإنتاج المتوقع (القيمة الانجاهية) ونشأ لدينا قيم الإنتاج بعد إستبعاد الانتجاه العام أى قيمة الظاهرة متأثرة بالتغيرات الموسمية والدورية والعرضية فقط عيمكن التعبير عنها في شكل نسب ملوية.

فغى مثالنا تعنى هذه النسب أن الإنتاج الأصلى فى أعوام ١٩٨٨ ، ١٩٨٩ ، ١٩٩٩ ، ١٩٩٩ ، ١٩٩٩ ، ١٩٩٩ ، ١٩٩٩ ، ١٩٩٩ ، ١٩٩٩ ، ١٩٩٩ ، ١٩٩٩ كان أعلى من القيم الإنجاهية بنسب ١٪ ، ٢٪ ، ٣٪ على الترتيب وهى نسب الموسم والدورية والعرضية ، فى حين أنه فى عامى ١٩٩٣ ، ١٩٩٣ كان الإنتاج الأصلى أقل بنسب ٣٠٠٪ ، ١/ ٪ بسبب التأثيرات الموسمية والدورية والعرضية مجتمعة .

٢ – يجب أن ننوه هنا أنه إذا كانت النسبة في العمود الأخير من ×١٠٠

فى الجدول السابق (١٠٠ ٪) لكان معنى ذلك أن الإنتاج الأصلى – أى قيمة الظاهرة الأصلية – فى هذه السنة أو الفنرة – لم تكن متأثرة أو خاضعة للتأثيرات الموسمية والدورية والعرضية مجتمعة أو منفردة .

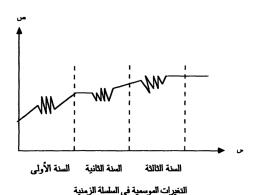
: (Seasonal Variations (هن التغيرات الموسمية (التغيرات الموسمية)

١ - مقدمـة وتعاريف:

يعرف الموسم بأنه فترة زمنية أقل من سنة (نصف سنة ، ربع سنة / شهر ، أسبوع ، يوم ، ساعة ..) .

أما التغيرات الموسمية فيقصد بها التغيرات المنظمة التى تؤثر على الظاهرة موضوع الدراسة خلال فقرات زمنية قصيرة الأجل – أى التغيرات قصيرة الأجل – سواء صعوداً أو هبوطاً ، وقد يعود السبب فى هذه التغيرات

الموسعية إلى العادات الإجتماعية مثل زيادة مبيعات محلات الملابس قبل الأعياء مباشرة ، زيادة مشتريات الكراسات المدرسية قبل وفي بداية دخول المدارس ، أو زيادة عمليات السحب النقود من البنوك أول كل شهر ، أو بسبب الاجازات كما يزداد بيع تذاكر مشاهدة الأفلام السينمائية والمسرحيات أيام الجمع والآحاد من أيام الأسبوع ، أو بسبب الطفس (درجات الحرارة) . فقد تزداد مبيعات الملابس الصيفية أو الشئوية بإختلاف فصول السنة ، أيضاً بسبب الأمطار فقد تزداد مبيعات المنظلات الواقية من المطر في فصل الشئاء ، أو تزداد مبيعات الفقد المتعاد المناع أيضاً ، أو نزداد مبيعات ملابس البحر في فصل الصيف .. كما تزداد حركة المواصلات الداخلية في فترتي الصباح والظهيرة من كل يوم بإحدى المدن > وجدير بالذكر أن التغيرات الموسمية ليست بالصرورة أن يكون إنتظامها كاملاً ويتضح ملامع هذه التغيرات من الشكل التالي:



~ £YY -

وتظهر أهمية دراسات التغيرات الموسمية في الوصول إلى ممودج يغيس لنا هذه التغيراتكأى قياس التغير الموسمي ، واجراء المقارنات بين تغيرات كل موسم من مواسم السنة ، ومحرفة إلى أى مدى تؤثر هذه التغيرات في قيم الظاهرة، وأخيراً مدى إمكانية إستبعاد أثر التغيرات الموسمية لو إربنا.

ولا شك أن الوصول إلى ما سبق سيساعد الإدارات العليا والتنفيذية فى المؤسسات المختلفة – تجارية أو خدمية – فى التخطيط لسنة أو سنتين قادمين بما يساعد على وضع سياسات ناجحة فى مجالات المبيعات والمشتريات والمخزون ار تحديد الأوقات المناسبة للدعاية الإعلانية عن سلعة معينة، أو التخطيط فى مجالات التمويل والإستثمار وإحتياجات القوى العاملة … الخ.

٢ - طرق حساب الحركة الموسمية (الدليل الموسمي) :

أولاً : هناك أكثر من طريقة لحساب الحركة الموسمية – أى التأثيرات الموسمية من أهمها:

- طريقة النسب الموسمية (أو الدليل الموسمي) ولها أكثر من صورة منها .

النسب الموسمية التى تستخدم المتوسطات العادية كالوسط الحسابى
 لكافة قيم الظاهرة أو الوسط الحسابى لكافة القيم بعد حذف أصغر
 وأكبر قيمة أو الوسيط لمجموعة القيم .

٢ – النسب الموسمية بإستخدام الأوساط المتحركة .

وهوما سنتناوله لبعضها في الأجزاء التالية ، لكن يجب أن نطم أنه لكي يتم تقدير أثر الموسم لظاهرة ما يجب أن نؤكد على النقاط التالية :

- (أ) تحديد الانجاه العام القيمة الانجاهة السلسلة الزمنية بطريقة المربعات الصغرى أو المتوسطات المتحركة .
- (ب) من المضرورى إستبعاد أثر الانجاه العام من السلسلة الأصلية قبل تقدير

- الحركة الموسمية ، ويتم ذلك بقسمة القيمة الأصلية على القيم الاتجاهية والصرب في ١٠٠ . فنحصل على نسب القيم الأصلية إلى القيم الاتجاهية.
- (ح) كما يتحتم إيضاً إستبعاد أثر التغيرات العشوائية خلال السنة قبل تقدير الحركة الموسعية ، ويتم ذلك بإستخدام أسلوب المتوسطات على مرحاتين . أولهما عندما نأخذ متوسط المواسم ، وثانيهما عند حساب المتوسط العام لمتوسطات المواسم ذلك لأن حساب المتوسط لأى مجموعة ما هو الا تمهيد لما قد تكون عليه مفردات هذه المجموعة من تذبذبات خلال الفصل أو فصول السنة .
- (د) إن الحركة الموسمية يمكن أن تتغير بنغير الزمن، لذا يجب أن تتحدد الفترة الزمنية التي يتم لها تقدير الحركة الموسمية.
- (هـ) إذا عامنا فيمة المتوسط لكل موسم من مواسم السنة الأربعة مثلاً لظاهرة ماء فنستطيع تعديل هذه القيم بادخال الأثر الموسمى عليها إذا كانت النسبة الموسمية (الدليل الموسمى) فوق المائة أو باستبعاده منها إذا كانت النسبة الموسمية تحت المائة ، وبذلك نتمكن من التثبر بما سوف تكون عليه قيمة الظاهرة في كل موسم من المواسم في المستقبل .
 - (و) في حالة معلومية القيمة الاتجاهية لظاهرة ما عن السنة كلها فيمكننا تقدير القيمة المتوقعة لهذه الظاهرة لكل موسم من مواسم السنة الأربعة بحساب المتوسطات أي بقسمة القيمة السنوية على أربعة ثم ندخل على كل متوسط منها أثر الموسم عليه كما جاء في البند (هـ).
 - (ز) يجب أن تكون الظروف المحيطة بمدة السلسلة الزمنية الظاهرة التى نقيس لها التغيرات الموسمية ظروف ثابتة تقريبا أبمعنى أهمية إستبعاد فترات الحروب والإططرابات وأية تغيرات فجائية في السياسات الإقتصادية والتجارية لإمكانية الاستفادة من قياس هذه التغيرات في التخطيط للمشروع في الأجل القصير.

ثانياً : الحركة الموسمية بإستخدام الوسط الحسابي:

بفرض أن لدينا القيم التالية والتي تم تخليصها من أثر الاتجاه العام.

السنة (٥)	السنة (٤)	السنة (٣)	السنة (٢)	السنة (١)	الموسم
سء	س د د	410	۳۱۰	110	موسم الشتاء (١)
۳	۳ ٤٢	my 00	440	140	موسم الربيع (٢)
ayo	٤٧٠	***	4400	140	موسم الصيف (٣)
س وه	سنن	T10"	750	150	موسم الخريف (٤)
					داد داد

علية فإن:

١ - متوسط الموسم الأول للسنوات الخمس بالسلسلة ولنرمز له بالرمز :

٢ - متوسط الموسم للفصل الثاني للسنوات الحمس بالسلسلة :

٣ - متوسط الموسم للفصل الثالث للسنوات الحمس بالسلسلة :

2 - متوسط الموسم للفصل الرابع للسنوات الخمس بالسلسلة:

٥ - المتوسط العام للمواسم الأربعة ولنرمز له بالرمز:

$$\frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}}$$

وعليه فإن : نسبة أى موسم (دليل أى موسم) - مارسط العام الموسم × ١٠٠ ×

مثال (۱۰):

القيم التالية تبين كمية المبيعات الربع سنوية (بالألف وحدة) لإحدى الشركات عن المدة ١٩٩٥ – ١٩٩٩ (مخلصة من أثر الانجاه العام).

جسدول (۲۸)

1999	1994	1997	1997	1990	السنة الموسم
٧٠	۱۸	19	۲٠	19	الشناء (١)
71	70	41	7£	70	الربيع (٢)
44	77	٣١	77	44	الصيف (٣)
**	70	71	70	41	الخريف (٤)
	7. 7£ 77	7. 1A 75 70 77 17	7. 1A 19 77 07 37 17 77 77	7. 1A 19 Y. YE 70 YT YE YY 77 Y1 YT	7. 1A 19 7. 19 75 70 77 75 70 77 77 77 77

والمطلوب :

١ - حساب الحركة الموسمية (الدليل الموسمى) للمبيعات الفصلية .

 ٢ – تخليص الظاهرة (المبيعات) من أثر الموسم في الفصول الأربعة من السنة الأولى (1990).

الحيلء

١ - حساب الدليل الموسمى للمبيعات الفصلية

العساب	خطوات				نات	البب		
نسبة الفصل ⁽⁺⁾ (دليل الموسم)	متوسط الفصل أو ال موسم (س)	المجموع	1999	1994	1999	1997	1990	السنة الفصل
777 = 1 · · × 11, Y	19,7 = 0÷ 97	93	7.	14	11	4.	19	(1)
7.47 - 1 - 1 - 7.4 X	7£,A = 0 ÷ 17£	148	7£	40	n	7£	70	(٢)
Z17Y = 1 · · × TY, Y	77,7 = 0 ÷ 171	111	77	π	71	π	77	(٢)
Z1 1 x \frac{Y0, \xi}{\xi_0, \xi}	70,1 = 0 ÷ 177	177	**	70	45	70	n	(£)
المجموع ٢٤٠٠								
(**) <u>/</u> 1 <u>/f</u>	70,8 = 8 ÷ 1 · 17 = [متوسط العام تر	1					

^(*) يطلق عليه البعض الرقم القياسي للتغييرات الموسمية.

^(**) لاحظ أن مجمرع النسب الموسعية الأربعة - ٢٠٠ وهذا منطقياً حيث أن المؤثرات الموسعية لابد أن تمادل بعضها خلال فترة عام رهذا يعنى أيضاً أنه إذا كانت مبيعات المواسم كلها متساوية فإن التغيرات الموسعية تكون محتومة (لا تأثير لها).

تفسر النتائج السابقة كما يلى:

- ١ أن متوسط المبيعات خلال فصل الشتاء (١) ، (١٩,٢) ألف وحدة تكون
 ٢٧٪ من المتوسط العام للمبيعات خلال الفصل الواحد بأعوام السلسلة
 ٢٥,٤) ألف وحدة) وهذا يعنى أن متوسط المبيعات فى هذا الفصل يقل عن المتوسط العام بنسبة ٢٤٪.
- ٢ أن متوسط المبيعات خلال فصل الربيع (٢)، (٢٤,٨) ألف وحدة تكون ٩٤/٠ ٪ من المتوسط العام المبيعات خلال الفصل الواحد بأعوام السلسلة (٢٠,٤ ألف وحدة) وهذا يعنى أن متوسط المبيعات في هذا الفصل تقل عن المتوسط العام المبيعات بنسبة ٣٪ فقط.
- ٣ أن متوسط المبيعات خلال فصل الصيف (٣) ، (٣, ٢/ ١قف وحدة) تكون
 ١٢٧ ٪ من المتوسط العام المبيعات خلال الفصل الواحد بالعام من سنوات السلسلة (٢٥,٤ ألف وحدة)؛ وهذا يعنى أن متوسط المبيعات في هذا الفصل تزيد عن المتوسط العام المبيعات بنسبة ٢٧٪.
- أن متوسط المبيعات خلال فصل الخريف (٤) ، (٢٥,٤ ألف وحدة)
 وتكون ١٠٠٪ من المتوسط العام للمبيعات خلال الفصل الواحد بأعوام
 السلسلة ونلاحظ أن مبيعات هذا الفصل تساوى المتوسط العام للمبيعات أى
 ليس هذاك تأثير موسمى على المبيعات في هذا الفصل .

كما يتبين لنا أيضاً أن المبيعات تبلغ حدها الأقصى فى الفصل الثالث وحدها الأدنى فى الفصل الأول .

ثالثاً : تخليص الظاهرة (المبيعات) من الأثر الموسمى :

من الممكن تخليص الظاهرة من أثر التغيرات الموسمية بنفس طريقة تخليص الظاهرة من أثر الاتجاه العام كما يلى :

قيمة الظاهرة بعد تخليصها من أثر التغيرات الموسمية (م) أى من أثر الموسم:

قيمة الظاهرة الأصلية للموسم بعد تخليصها من أثر الانجاه العام النسبة الموسمية (الدليل الموسمي) بهذا الموسم

وعليه فإنه : لتخليص المبيعات من تأثير الفصول المختلفة لعام ١٩٩٥ فى هذا المثال أن قيمة المبيعات اللاموسمية (دون التأثير الموسمى) فى فصل الشتاء (١) عام ١٩٩٥ .

قيمة المبيعات اللاموسمية في فصل الربيع (٢) عام ١٩٩٥.

قيمة المبيعات اللاموسمية في فصل الصيف (٣) عام ١٩٩٥

قيمة المبيعات اللاموسمية في فصل الخريف (٤) عام ١٩٩٥

ويذلك يتبين لنا أن المبيعات اللاموسمية - دون تأثر الموسم - تبلغ حدها الاقصى في الفصل الرابع من السنة وحدها الأدنى في الفصل الأول من السنة . وإيها : إستخدام الدليل الموسمي في التنبؤ :

كما أمكن إستخدام الانجاه العام في التنبؤ بالقيم الانجاهية في المدى الطويل ، يمكن إستخدام التغيرات الموسمية في المدى الطويل ، يمكن إستخدام التغيرات الموسمية في المدى القصير – فترات أقل من سنة – أي في التنبؤ بالقيمة الانجاهية السلسلة الزمنية سنوات مقبلة والتخطيط لذلك، فإذا أمكننا التنبؤ بالقيمة الانجاهية السلسلة الزمنية (بإستخدام طريقة المريعات الصغرى مثلاً) لسنة محددة في المستقبل ولتكن في مثالنا المابق (رقم ١٠) بمبيعات عام ٢٠٠٠ والتي بلغت ١١٠ ألف وحده – فإنه يمكننا التنبؤ بقية المبيعات لكل فصل من فصول نفس السنة على حدة كما يلى: تقديرات الفصل (الموسم) ع

الحركة الموسمية بإستخدام الوسيط (رٍ):

يمكن إستخدام الوسيط فى حساب النسب الموسمية (الدليل الموسمى) خاصة فى حالات القيم الشاذة أو المتطرفة لأن إستخدام الوسط الحسابى فى الحالة السابقة يعتبر مقياساً غير دفيق كما يلى:

١ - يتم الحصول على الوسيط لكل فصل بعد ترتيب القيم الفصلية للظاهرة فى
الفصل الواحد خلال سنوات السلسلة ترتيباً تصاعدياً أو ترتيبياً تنازلياً ،
وبالطبع القيمة الوسيطية ستكون هى القيمة الوسطى بعد الترتيب المشار إليه
عالية .

٢ - يتم الحصول على الوسط العام لجميع القيم الوسيطية للفصول المختلفة:

٣ - النسبة الموسمية (الدليل الموسمى) - الوسيط لأى فصل ×١٠٠ -

مثال(١١):

إحسب الحركة الموسمية في المثال رقم (١٠) السابق بإستخدام أسلوب الوسيط.

الحيل:

الجدول التالى يعرض الكميات المباعة خلال الفصول الأربعة سنوات السلسلة الزمنية مرتبة تصاعدياً ، كما يبين الجدول أيضاً وسيط الموسم، والنسب الموسمي).

جـــدول (۳۰)

النسب الموسمية (الدليل الموسمى)	وسيط الكميات المباعة (ر ₄)	الكميات الفصاية العباعـة مرتبــة تصـاعديـاً	البيان
1. 10 × 19 × 19 × 19 × 19 × 19 × 19 × 19 ×	19	۲۰، ۲۰، (۱۹)، ۱۹، ۸۱	فصل الشناء (١)
19 = 1 · · × 19	40	77, 70, (70), 75, 75	فصل الربيع (٢)
$Z1Y1,Y=1\cdots \times \frac{TY}{Yo,Yo}$	**	77, 77, (77), 77, 71	فصل الصيف (٢)
799 = 1 ·· × Yo	40	۲۷، ۲۲، (۲۰)، ۲۰، ۱٤	فصل الخريف (٤)
75			
	1.1		
Z1	10,10 = 1.1	الوسط العام	للمجموع

وينفس الطريقة السابقة يمكن (بإستخدام الدليل الموسمى الجديد) والذى أختلف إلى حد ما - عن الأدلة الموسمية بإستخدام الوسط الحسابي - السابقة .

١ - التخلص من التأثير الموسمى .

٢ - التنبؤ بقيم المبيعات خلال الفصول المختلفة عام ٢٠٠٠.

إستبعاد أثر الاتجاه العام والموسم معا (باستخدام نموذج حاصل الضرب). حيث سبق أن أوضحنا أن :

وعليه فإنه بالتخلص من تأثيرات الانجاه العام وتأثيرات الموسم على السلسلة الزمنية فإننا نصل إلى تأثير التغيرات الدورية والعرضية.

أى أن :

التغيرات الدورية والعرضية .

(حـ) التغيرات العرضية (عن التغيرات العرضية (عن عن التغيرات العرضية (عن عن التغيرات العرضية التعربة ال

أن التغيرات العشوائية أو العرضية ، هى التغيرات التى تقع نتيجة أسباب طاربة ولا تحدث مفعولها طبقاً لقاعدة ثابته أو تأثير ثابت على قيم السلسلة الزينية ، فقد يكون التأثير تارة بالزيادة في وتارة بالنقص على فترات قصيرة ، كما أن فجائية عوامل حدوثها تجعل من الصعوبة بمكان التنبؤ بها أى تقديرها من حيث حجمها واتجاهها ، ومن أهم عوامل حدوثها الحروب والاضطرابات والزلازل والاعاصير والأويئة والتى تؤثير على المستوى الاقتصادى للبلاد مثلاً ، وللأسباب السابقة فإنه باستخدام أسلوب المتوسطات المتحركة فإننا نتخلص من مثل هذه التغيرات العرضية إن وجدت، وبالتالى فإن قيمة المتوسطات المتحركة المتوسطات المتحركة المتوسطات المتحركة النائجة تعدر مقبول التغيرات الدورية في السلاس الزمنية السنوية .

(د) التخيرات الدوريـة (*) (د_ن) :

وهو مؤثرات صاعدة أو هابطة عن قيم الانجاه العام السلسلة الزمنية خلال فترات زمنية طويلة يطلق عليها دورة يتراوح طولها ما بين ٣ - ١٥ سنة ، وهي تشبه التغيرات الموسمية من حيث تكرارها لكن بطريقة غير منتظمة في كثير من الأحيان وذلك لاختلاف طول الدورة وحدتها ، ومن أهم أسباب هذه التغيرات كل من العلاقات الدولية والسياسات الحكومية ، وكذا التغير في عرض السلم والخدمات والطلب عليها • • • النخ ، ومن أهم أمثلتها دورات الأعمال في

^(*) تعرف أيضاً بالنسب الدورية نظراً لأنه يتم التعبير عنها كنسب من القيم الانجاهية.

النظام الرأسمالى حيث يقع تأثير هذه التغيرات فى كل من فترات الرواج والكساد إلاقتصادى، ولذا تحدد دورة التغيرات الدورية بالفترة بين قاعى موجنين متاليين أو قيمتين متناليتين من موجات دورات الكساد أو الرواج الاقتصادى، وتظهر أهمية دراسة التغيرات الدورية بالسلاسل الزمنية فى قياس أثر التغيرات الدورية ، والتنبؤ بوقوع مثل هذه التغيرات تمهيداً لعمل خطة لمواجهة التأثيرات الخطرة منها عبد المتحدة عنها عند حدوثها .

وبمعنى آخر أنها تحدير أداة نافعة فى رسم سياسات مستقبلية تعمل على ثبات مستوى الحالة الاقتصادية محلياً ودولياً .

وأخيراً يجب أن ننوه هنا أنه عند تحليل السلاسل الزمنية لتقدير التغيرات الدورية يجب أن تغرق بين ما إذا كانت :

١ - بيانات السلسلة الزمنية موضوع الدراسة سنوية،

٢ - أو بيانات السلسلة الزمنية موضوع الدراسة ، شهرية أو فصلية .

فقى الحالة الأولى (السلسلة السنوية) فإن السلسلة الزمنية للظلهرة تكون تحت تأثير كل من ، تغيرات الاتجاه العام (تن) ، والتغيرات الدورية (دن)، وعليه فإنه بأخذ المتوسطات المتحركة للقيم الأصلية وقسمتها على القيم الاتجاهية المناظرة تكون قد تخلصنا من التأثيرات للاتجاه العام والتأثيرات العرضية، ويكون النائج التأثيرات الدورية فقط .

أما فى الحالة الثانية (السلسلة فصلية أو شهرية) فإن هذه السلسلة الزمنية للظاهرة تكون تحت تأثير كل من التغيرات الأربعة ، الاتجاه العام (تن) ، والتغيرات الموسمية (من) ، والتغيرات العشوائية (عن) ، والتغيرات الدورية (دن) ومن ثم يتطلب الأمر للوصول إلى التغيرات الدورية ، التخلص من كل من تأثيرات الاتجاه العام (ت) ، ثم التأثيرات الموسمية (م) وأخيراً التأثيرات العرضية (ع) وذلك. بأخذ المتوسط المتحرك لكل من (ع، ، د) وبالتالى تصل إلى التغيرات الدورية مؤلتخلص من التأثير الموسمي في المثال رقم (١٠) السابق – أى للوصول إلى قيم التغيرات العشوائية والدورية من الجدول التالى وفقاً لما جاء بالحل السابق للسلسلة الزمنية .

جـــدول رقم (٣١) (بالألف وحدة)

النسب الموسمية (الدليل الموسمى)	1999	1994	1997	1997	1990	الفصل
ŽΥι	77,717	YTTAE	Yo,	17,517	10,	(١)
299	75,757	10,71	Y1,A+£	75,757	10,777	(٢)
ZIYY	10,199	Y0,9A£	15,5.9	Y0,9A£	10,199	(٢)
71	۲۷,۰۰۰	Yo,—	Y£,	Yo,	¥7,	(£)

وللتخلص من التغيرات العشوائية (عن) للوصول إلى قيم التغيرات الدورية (دن) نقوم بالاجراء التالى ^(ه).

جـــدول (۲۲)

الغيم الدوريـة (د ن)	الاوساط المتحركة لدورة طولها ٣ فصول	المجموع المتحرك لدورة طونها ١ فصول	القيم اللاموسمية (عن×دن) (**)	(رو×نو×نه)	السنة بالقصسول
(٢)	(0)	(1)	(٢)	/	(')
				(۲)	1990
	_	-	Yo,	17	(1)
	10,777	Y0,4Y*	10,777	70	(٣)
	70,707	V1,1V-	10,194	77	(7)
_	YO,ATA	VV,01F	¥1,	*1	(£)
₹.			1		1997
وهي اياون	10,343	VV,-0A	*1,711	٧٠.	(1)
3	10,091	V1,VVY	75,757	71	(٣)
	70,717	Y0,YY1	Y0,9A£	77	m
4	YO,TYA	V0,9A1	Yo,	40	(±)
1		1	1		1997
اط المتعركة	10,3-1	V1,A+1	Yo,	12	(1)
j)	Yo,1-1	41,115	**1,A+£	n	(۲)
3	10,-11	40,417	75,5-9	71	(4)
3	14,-41	٧٢,-٩٣	¥1,	71	(±)
j	Ì	ł	1	1	1998
	71,147	V7,10V	YF,7A1	14	(1)
ĺ	10,157	V0,111	70,777	70	(٣)
اسابق (ە)	Y0,0A7	V1,V0V	Y0,9AE	17	(٣)
ಲ	10,11	VV,T	¥1,	. 10	(±)
I	ł	}			1999
	40,404	V1,+0A	*1,511	7.	(1)
1	Y0,£1A	V1,100	71,717	71	(7)
	10,717	V1,171	10,197	77	m
			14,	77	(±)

^(*) القيم الفصلية الأصلية كانت مخلصة من الاتجاه العام. (**) من الجدول رقم (٢٩) السابق.

ويمقارنة العمود رقم (7) [3 3 8 1] العمود (9) [6 1 أن التأثيرات العرضية هنا محدودة جداً بالقياس بالقيمة الأصلية مخلصة من القيم الانجاهية بالعمود رقم (7) أي بالتأثيرات الموسمية .

تمارين (٩)

 ١ - فيما يلى عدد المواليد السنوية ، والوفيات السنوية فى ج. م. ع خلال المدة من ١٩٨٠ - ١٩٩٤ .

(بالالف نسمة)

1998	1997	1997	1991	199•	1949	1944	1944	1947	1940	1948	1447	1947	1441	1940	السنة السنة
1757	179•	1741	1777	1414	1454	1977	1977	1978	1988	1410	1748	1717	17-1	104.	الواليد
117	٤٠٧	٤٣٠	797	790	٤١٧	279	٤W	ŧολ	207	££¥	íįo	ííí	171	177	الوفيات

والمطلوب :

- ١ تمثيل كل من السلساتين بيانياً للوصول إلى المنحنى التاريخي لهما.
 - ٢ قياس الاتجاه العام المواليد بإستخدام طريقة أشباة المتوسطات .
- ٣ قياس معادلة الاتجاه العام للوفيات بإستخدام طريقة المربعات الصغرى .
 - أولاً : باعتبار سنة الأساس عام (١٩٨٠).
 - ثانياً: بإعتبار سنة الأساس منتصف السلسلة الزمنية .
 - ٤ تخليص الوفيات من الانجاه العام عن الأعوام ٨٢ ، ٨٨ ، ٩٤ .
 - ٥ توقع الوفيات عن عامي ١٩٩٧ ، ٢٠٠٠ .
- ٢ فيما يلى الإنتاج الزراعى المحصولين أ ، ب بإحدى الدول خلال المدة من
 ١٩٨٩ ١٩٨٩.

1992	1995	1997	1991	1990	1949	السنة
110	٧١	۸۵	٤١	۸۹	124	الموالــيد (أ)
٧٠	^^	77	٧٦	٧٣	۸٥	الوفسيات (ب)

المطلوب ،

- ١ قياس معادلة الاتجاه العام لكلا المحصولين بطريقتين مختلفتين .
 - ٢ تمثيل القيم الأصلية والقيم الاتجاهية (أ ، ب) بيانيا .
- ٣ الجدول التالى يمثل إجمالى الأجور بالمليون جنيه بميزانية الدونة
 حسب القطاعات خلال الفترة من ١٩٨٧/٨٦ ١٩٩٢/٩١ .

1997/1991	1991/1990	199-/1949	1949/1944	1944/1944	1944/1947	السلة
ITIAE	11474	1.444	A9A9	VAIT	1111	المسلعية
۸۷۳٦	V£Y1	1797	00	1774	YATZ	الخدمات الإنتاجيــة
11444	1.541	1.11	3774	V•£7	٥٨٨٢	الخدمات الاجتماعية
71717	77.67	4044.	*****	19717	17774	ألإجمالى العنام

والمطلوب :

- ١ تقدير معادلة الاتجاه العام القطاعات السلعية بإستخدام طريقة التمهيد باليد .
- ٢ تقدير معادلة الاتجاه العام لقطاعات الخدمات الإنتاجية بإستخدام أشباه المتوسطات.

- ٣ تقدير الاتجاه العام للقطاعات الاجتماعية بإستخدام الأوساط المتحركة.
- ٤ تقدير معادلة الانجاه العام للقطاعات الاجتماعية بإستخدام طريقة المربعات الصغرى.
- غ فيما يلى قيمة المبيعات لإحدى الشركات سنوياً (بملايين الجنيهات). في القترة من 19۸0 - 1991.

1991	199•	1949	19.4	1944	19,87	1940	1988	19,87	19,47	1941	19.4	السنة
14	11	11	-	11	14	٧	1	٩	٨	۲	۲	القيمة

والمطلوب ،

- ١ توفيق خط الاتجاه العام للمبيعات بإستخدام طريقة المربعات الصغرى إذا اتخذت (أ) سنة الأساس (١٩٨٠) (ب) سنة الأساس منتصف السلسلة.
 - ٢ تخليص الظاهرة من أثر الانجاه العام.
 - ٣ قياس الخطأ المعياري للتقدير.
 - ٤ تقدير المبيعات عامى ١٩٩٤ ، ١٩٩٧.
- قياس القيمة الانتجاهية للمبيعات بإستخدام الوسط المتحرك في تمرين رقم
 (٣) السابق في حالتين :
 - (أ) طول الدورة (٣) سنوات، وطول الدورة (٤) سنوات .
 - (ب) تخليص الظاهرة من أثر الاتجاه العام.

٦ - المطلوب :

(أ) تحديد معادلة الانجاء العام للسلسلة الزمنية التالية بإستخدام أشباة المتوسطات (متوسطى نصفى السلسلة) بفرض أنه مستقيم .

1949	1944	1977	1947	1940	1948	1987	1947	1941	1940	السنة
710	۹۷٥	001	070	170	0.1	275	1713	££1		متوسط نصيب الغرد من الدخل بالدولار

(ب) التنبؤ بمتوسط نصيب الفرد من الدخل بالدولار عامى ١٩٩١ ، ١٩٩٥ بأكثر من طريقة .

 ٧ - فيما يلى عدد الطلبة المقيدين بكليات التجارة في ج. م. ع خلال الفترة من ٨٨ / ١٩٨٩ -١٩٩٤ .

1998/1997	1117/1111	1997/1991	1111/111	111-/1241	1941/1944	السنة
1770	118141	1177	1.4.44	1180-1	172714	عدد الطلبة

والمطلوب:

- ١ تحديد معادلة الاتجاه العام لهؤلاء الطلاب بإستخدام طريقة المربعات الصغرى.
- ٢ تقدير عدد الطلاب بكليات التجارة عن عامى ٩٧/٩٦، ٩٩/٩٨،
 وفقاً للسلسلة السابقة.
- ٨ فيما يلى سلسلة زمنية ربع سنوية (فصلية) لإنتاج أحد المصانع خلال الفترة من ١٩٩٣ - ١٩٩٧ (بالمليون وحدة).

1997	1997	1990	199£	1994	المنة الفصل
97,7	97,1	۹۳,۸	۸٩,٤	90,0	الأول
۸۳,۲	97,7	۸۱,۷	۵۰٫۵	٧٩,٦	الثاني
¥4,-	۸٦,٥	۸۱٫۵	٧٨,٥	77,7	الثانث
19,5	94,4	49,1	49,7	A7,£	الرابع

والمطلوب ،

- (أ) تقدير الحركة الموسمية للسلسلة الزمنية.
- (ب) تخايص الظاهرة من أثر الموسم عن الفصول الأربعة لعام ١٩٩٧.
 - (ج) تخليص الظاهرة من التغيرات العشوائية .
 - (د) تقدير التغيرات الدورية عن سنوات السلسلة.
- ٩ فيما يلي الإستهلاك الفصلي من البترول بألاف البراميل بإحدى الدول خلال أربع سنوات .

1994	1997	1997	1990	السنة السنة الفصل
77 £7 07	TV 2.	TT TA 20	77 13 27 73	الأول الثانى الثالث الزايع

والمطلوب :

- أ) حساب معادلة الانجاه العام بإستخدام طريقة المربعات الصغرى بفرض أنه خط مستقيم.
 - (ب) تخليص الظاهرة من تأثير الإنجاه العام.
 - (ج) حساب الحركة الموسمية.
 - (د) تخليص الظاهرة من التأثير الموسمي فقط .
 - (هـ) حساب كل من التأثيرات العشوائية والدورية.
 - (و) التخلص من التأثيرات العشوائية.
 - (ز) تقدير القيمة الاتجاهية للإستهلاك عام ٢٠٠١.
 - (ح) تقدير القيم الموسمية للإستهلاك خلال عام ٢٠٠١.

جـــداول

(۱) جدول لوغاريتات الاعداد لاربعة أرقام عشرية (ب) جدول الاعداد العشوائية

لوغاريتات الاعداد مربعة أرقام عشرية

٧	٦	۰	٤	٣	۲	١	•	العدد
.798	- ۲0۲	-717	••••	•) ۲ ۸	••٨٦	٠٠٤٣		١.
. ٦٨٢	-710	٠٦٠٧	.019	.011	. 197	. 802	- 11	11
1.44	1	- 474	• 4 ' 8	- 194	٠٨٦٤	۰۸۲۸	- ٧٩٢	11
1844	1440	14.4	11.1	1759	14.7	117	1179	۱۳
1777	1788	1718	10,.8	1007	1088	1897	1531	18
1909	1171	19.8	14,.0	184	1414	179.	1771	10
* * * * * * * * * * * * * * * * * * * *	77 - 1	4140	41.4	7177	4.40	7.7	13.7	17
444.	7500	454.	45 0	Y .	4400	TTT .	44.5	17
***	4140	7777	۲٦: ۸	7770	11.17	70V/	7007	۱۸
4410	7977	79	AV. V	7007	***	174	***	19
۲۱٦٠	7179	T11 A	r.'1	٣٠٧٥	4.50	r.rr	۳۰۱۰	۲٠
4410	4460	2777	44.8	2412	2777	445.	2777	۲۱.
407.	8051	4011	80.8	7 8 AT	2737	7885	4545	77
488	2177	211	7207	3777	0077	7777	7717	74
4417	44.4	***	4V/ €	70A7	7177	717	44.4	71
٤٠٩٩	٤٠٨٢	٤٠٦٥	٤٠٤٨	17-3	٤٠١٤	444 7	494	70
0773	1719	2777	1173	٤٢٠٠	2113	1773	£10.	77
1840	£ £ • 9	2444	8414	2777	5451	173	3173	77
£0V9	1001	{0£ A	1103	1011	10.4	££ A\'	1433	44
1773	2717	171	1773	8779	1701	£ 74.	1771	79
٤٨٧١	{AoY	2313	1113	1113	٤٨٠٠	J.YA.3	£ 7 7 1	٣٠
0 - 11	1997	29.50	8979	1900	13 13	1410	1111	71
0110	0177	0119	01.0	0.97	۰۰۷۹	۰۲۰	0.01	77
7770	9777	cro.	0 77 v	9776	1170	019	0110	77
0 { • {	0891	۸۷۳٥	1 :70	0707	088.	۰۲۲۰۰	0710	71

(تابع) لوغاريتات الأعداد لأربعة أرقام عشرية

								٠, ر	· ·	
				سروق	i					
1	٨	٧	٦	•	٤	٢	۲	١	• •	۸
۲v	**	44	۲0	*1	17	۱۲	٨	٤	.778	• * * * * * * * * * * * * * * * * * * *
45	۲.	77	**	11	10	11	٨	٤	٠٧٥٥	.٧14
21	44	71	*1	17	18	1.	٧	Y'	11.7	1.44
**	77	22	11	17	14	١.	٦	٣	184.	1844
**	71	*1	14	10	18	1	٦	٣	177	14.2
Y•	**	۲.	17	11	11	٨	٦	٣	7-18	1447
71	*1	۱۸	17	12	11	٨	٥	٣	7779	2402
**	۲.	17	10	11	١.	٧	۰	۲	7079	10.5
*1	19	17	١٤	17	1	٧	۰	۲	7770	***
۲.	۱۸	17	۱۳	11	4	٧	٤	۲	79.4	7974
11	۱۷	١٥	18	11	٨	٦	ŧ	۲	44.1	TIAI
18	17	18	17	١.	٨	٦	٤	۲	71.1	4470
14	10	18	17	١.	٨	٦	٤	۲	404	TOYA
17	10	18	11	٩	" V	٦	٤	۲	TVAE	***
17	18	14	11	٩	٧	•	٤	۲	7977	4450
١٠	18	17	١.	1	٧	•	۳	۲	£144	1113
10	۱۳	11	١.	٨	٧	٥	٣	۲	EY9A	EYAI
11	18	11	1	٨	٦	•	٣	۲	£ {07	{{{ }.
11	17	11	٩	٨	٦	۰	٣	۲	87.9	1091
۱۳	14	١٠	•	٧	٦	٤	٣	١	₹ ٧ ० ٧	4343
۱۲	11	١٠	4	٧	٦	٤	٣	١	٤٩٠٠	£883
14	11	1.	٨	٧	٦	٤	٣	١	۰۰۳۸	0.75
11	11	4	٨	٧	۰	٤	٣	١	0177	0101
11	1.	1	٨	٦	•	٤	٣	,	04.4	0719
11	١٠	•	٨	٦	٥	٤	٣	١	0 5 7 A	5130
					0.5	,				

لوغاريتات الاعداد لأربعة أرقام عشرية

					The second second			
٧	٦		£	٣	۲	1	•	المدد
00 T V	0018	۰۰۰۲	• १ 9	٥٤٧٨	0170	0 8 0 1	0 { { } }	70
0787	٥٦٢٥	7750	1150	0011	٥٥٨٧	00V c	0075	77
۳۲۷٥	۲۵۷٥	٠٤٧٥	0VT !	٥٧١٧	٥٧٠٥	0798	717	۳۷
٥٨٧٧	۲۲۸۰	٥٨٥٥	۰۸٤٠	٥٨٣٢	١٢٨٥	0.4.4	4840	۳۸
0911	09VV	0977	090	0988	٥٩٣٣	0977	0911	. 44
7.47	٠٨٠	٥٧٠	٦٠٩٠	7.08	7-88	۱۲۰،	7.71	٤٠
1.75	7141	114.	717	717.	7189	7117	AYIF	٤١
34.5	7798	3778	744	7777	7707	7787	7777	13
78.0	7590	٥٨٦٢	740.	7570	7500	7780	٥٣٣٢	٤٣
70.5	- 844	7888	787	7878	7808	7 { { (7570	£ £
7099	709.	٠٨٥٢	707	1071	1001	7027	7027	10
7798	3775	7770	7774	7707	7787	7757	7778	٤٦
۹۸۷۶	7777	7777	1401	7751	777	177-	1775	٤٧
٩٧٨٦	FFAF	7807	1385	777	٠٦٨٢	1715	7115	٤٨
7978	7900	7987	795,	7978	191.	7111	79.7	٤٩
٧٠٠٠	V-£7	٧٠٣٣	V•Y1	V-17	vv	7111	799.	٠٠
۷۱۳۰	7177	V11A	٧١١٠	٧١٠١	4.95	4.78	77.7	٥١
4414	411	44.4	V141	4140	V1VV	AFIV	V17-	٥٢
٧٣٠٠	7777	***	YYY	7777	4404	4401	٧٢٤٣	٥٣
۷۳۸۰	٧٣٧٢	3577	۷۳۵۰	V T£A	446.	VTTT	7778	٤٥
VE09	7501	7337	۷٤٣٢	7117	V£19	V£17	V£ • £	••
٧٥٣٦	4704	404.	V#11	٥٠٥٧	7£ 47	V£1-	7437	٦٥
7117	41.8	V09V	V0X4	7007	370	rroy	V009	٥٧
77,7	PV FV	7777	7775	٧٩٥٧	7789	7357	777 £	• ^
***	VVoY	4450	YYY /	۱۳۷۷	***	7/17	vv·1	٥٩

(تابع) لوغاريتات الأعداد لاربعة أرقام عشرية

1	۸	٧	٦	•	٤	۲	۲	١	- 1	٨
11	١.	٨	٧	٦	٠,	٤	۲	,	0001	0019
١.	4	٨	٧	٦	٥	٤		١	۰۷۷۰	۸٥٢٥
١٠	4	٨	٧	٦	•	٣	*	١	FAVO	٥٧٧٥
١٠	4	٨	٧	٦	•	٣	۲	١	0/49	۸۸۸۰
١٠	1	٨	٧	•	٤	۲	` Y	١	7.1.	0111
١٠	1	٨	٦	•	٤	٣	Y	١	7117	71-V
4	٨	٧	7	•	٤	٣	۲	١	7777	7717
٩	٨	٧	٦	•	٤	٣	۲	١	7770	3712
٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	۲	١	7570	7510
1	٨	٧	٦	•	ŧ	٣	۲	١	7977	7015
1	٨	٧	٦	•	٤	٣	۲	١	7716	17.4
٨	٧	٧	٠ ٦	٥	٤	٣	۲	١	7717	70.4
٨	٧	٦.	•	٥	٤	٣	۲	1	74.5	3745
٨	٧	٦	۰	٤	٤	٢	۲	١	7895	311
٨	٧	٦	•	٤	٤	٣	*	١	7941	797
٨	٧	٦	•	٤	٣	٣	۲	١	٧٠٦٧	٧٠٥٩
٨	٧	٦	•	٤	٣	٣	۲.	1	7107	٧١٤٣
٧	- V	٦ .	•	٤	٣	۲	۲	١	۷۲۲۰	7777
٧	٦	٦	۰	٤	٣	۲	۲	١	7777	۸۰۳۷
٧	٦	٦	٠	٤	٣	۲	۲	١	7797	۸۳۸۸
Y	٦	•	٥	ŧ	٣	۲	۲	1	V{V{	7 13v
٧	٦	۰	٥	٤	٣	۲	۲	1	V001	٧٥٤٣
٧	٦	٥	•	٤	٣	۲	۲	1	7777	V114
٧.	٦	٥	٤.	٤	٣	۲	١	1	44.1	411
7	٦	•	٤	٤	٣	۲	1	١	3777	7777

لوغاريتات الاعداد لأربعة أرقام عشرية

٧	٦	•	٤	۲	۲	١	•	العدد
٧٨٣٢	۷۸۲۰	Y	٧٨١٠	۷۸۰۳	7747	V / / / 4	٧٧٨٢	٦.
٧٩.٣	719	PAAY	YAAY	Y AY•	AFAY	٧٨٦٠	4402	71
797	7477	7909	1907	V9 £ 0	۷۹۳۸	V171	7478	77
٨٠٤١	۸۰۳٥	۸٠٢٨	1.11	4.15	۸۰۰۷-	۸٠٠٠	٧٩٩٣	77
۸۱۰۹	۸۱۰۲	٨٠٩٦	/ • ^	۸۰۸۲	۸٠٧٥	/··٦٩	۸٠٦٢	78
7714	۸۱٦٩	7711	/107	٨١٤٩	A18Y	۸۱۳٦	A171	٦0
1371	٠٢٢٠	۸۲۲۸	1777	1410	A4-4	1. J	۸۱۹۰	77
۲۰۳۸	***	179T	/ YAY	۸۲۸.	3778	1414	1771	٦٧
۸۳۷۰	٦٢٦٨	100	1501	125	۸۹۳۸	V/ L1	۸۳۲۵	۸۲
۸٤٣٢	7737	۸٤٢٠	/ {11	۸٤٠٧	1.34	٥٤٧٨	۸۳۸۸	79
٨٤٩٤	۸۸۸۸	٨٤٨٢	1881	۸٤٧٠	7531	A.ov	1031	٧٠
۸۰۰۰	4304	٨٥٤٣	1020	1701	4010	101	۸۰۱۳	٧١
٥١٢٨	۸٦٠٩	۸٦٠٣	/ 0 1 Y	1000	۸۰۸۰	1°V9	۸٥٧٣	٧٢
۹۷۲۸	^777	٦٦٦٢	٧٥٢٨	1011	٩٤٢٨	189 A	7777	٧٣
۸۷۳۳	۸۷۲۷	۸۷۲۲	711	٧٧١٠	٨٧٠٤	APFA	797	75
AV11	۸۷۸٥	AYY4	٤٧٧٨	۸۶۷۸	۲۲۷۸	۲٥٧٨	1074	٧٥
۸۸٤۸	***	۸۸۳۷	1781	٥٢٨٨	***	A/:18	۸۰۸	77
3.64	1111	18 AA	7 A A Y	٨٨٨٢	777	٨,.٧١	• ٢٨٨	77
۰۲۴۸	1964	1489	1988	ለጓዮለ	ATTY	۸۹۲۷	1791	· VA
1.10	99	4	/ 11/	199r	۸۹۸۷	71.67	7794	٧٩
4-14	1.75	9.01	4.08	4-14	1-17	9.57	1-11	۸٠
1111	1111	1117	41.7	41-1	4-47	4.4.	4.40	۸۱
1140	114.	9170	4109	4108	9189	4:88	1154	٨٢
1777	1777	1717	4717	14.1	47.1	9:97	1111	۸۳
1771	4778	1779	4 7 7 7	4404	9707	4	4724	٨٤

(تابع) لوغاريتان الاعداد لاربعة أرقام عشرية

1	٨	٧	٦	•	٤	٢	٢	,	٩	۸
٦	٦	۰	٤	٤	٣	۲	١	1	YAET	٧٨٣٩
٦	٦	۰	٤	٤	٣	۲	1	1	V41V	V41-
٦	٦	٥	٤	٣	٣	۲	١	1	VAAV	٧٩٨٠
٦	•	۰	ŧ	٣	٣	۲	١	١	٨٠٥٥	٨٠٤٨
٦	٦	٥	٤	٣	٣	۲	1	١	٨١٢٢	A117
٦	•	۰	٤	٢	٣	۲	١	١	۸۱۸۹	۸۱۸۲
٦	•	٥	Z	٣	٣	۲	١	1	٨٢٥٤	۸۲٤۸
٦	۰	۰	٤	٣	٣	۲	١	1	1714	٨٣١٢
٦	•	٤	٤	٣	٣	۲	١	١	۸۳۸۲	۲۷۲۸
٦	•	٤	٤	۲	۲	۲	١	1	A110	123 0
٦	٥	٤	٤	٣	۲	۲	١	١	۸۰۰٦	۸.۰۰
•	•	٤	ŧ	٣	۲	۲	١	١	VFOA	1504
•	٥	٤	£	٣	۲	۲	١	١	۸٦٢٧	1771
•	•	٤	٤	٣	۲	۲	١	١	FAFA	1111
•	٥	٤	٤	٣	۲	۲	١	١	۸۷٤٥	۸۷۲۹
•	•	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	۸۸۰۲	۸۷ ۹۷
•	•	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	8004	٨٨٥٤
•	٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	A910	111
•	٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	۸۹۷۱	۸۹٦٥
۰	٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	1.40	4.4.
•	٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	,	4.44	1.45
٥	٤	٤	٣	٣	*	۲	١	١	9122	4114
٥.	٤	٤	٣	٣	۲	۲	1	١	7117	114.
•	٤	٤	٣	٣	۲	۲	1	١	1777	1777
۰	٤	٤	٣	٣	Y	۲	١	١	4744	3878

لوغاريتات الاعداد لاربعة أرقام عشرية

1								1
٧	٦	•	£	٣	۲	,		العدد
422.	9770	944.	9710	17-1	17-8	1759	1718	٨٠
444.	1770	177.	1770	177.	1500	9800	9750	۸٦
988.	4840	484.	1110	181-	18.0	98	1210	٨٧
1111	1111	9879	9810	487.	9800	980.	4880	٨٨
1047	9017	1011	9018	10.1	90.8	1899	1898	۸۹
1077	1071	1077	40 17	1007	1007	1087	7361	٩٠
3778	1711	1118	97.9	17.0	47	4740	101.	11
1771	4717	1771	1 7.7	1707	4757	9787	4778	94
4717	4417	44.4	44 4	1711	1718	FAFF	4140	98
1777	1701	9408	10'	4750	1376	1 178	9771	98
94.9	14.0	44	17'0	1711	7447	1447	1777	90
301	1100	9880	131	4877	4827	4444	277	17
9899	1111	989.	4447	1441	1444	777	AFAP	17
9988	1171	9988	997 -	1117	1111	1117	1111	٩٨
1147	1117	1171	1178	1171	1170	117	1907	11
٠٠٣٠			••14	••15	9	•••	••••	1
٠٠٧٢	79		•••	7	07	•• \$/	***	1.1
-111	•111	٠١٠٧	.1.7	99	••٩0	•••	74	1.4
- 101	-108	-189	.152	-181	-177	-171	- 1 TA	1.7
-199	•140	-111	•14/	• 188	•174	• 140	.14.	1.8
137.	-YTV	- 277	• * * *	. 475		۲۱۲٠	. ۲۱۲	1.0
- 444	. ۲۷۸	- 277	177.	.770	177.	.401	- 402	1.7
. ٣ ٢ ٢	. 417	. 415	٠٣١	٠٣٠٦	٠٣٠٢	.791	. 448	1.4
٠٣٦٢	. 401	.405	.40	.787	-717	• ٣ ٣ ٨	. 47 5	1.4
	. 44	. 445	.79	-777	- ٣٨٢	٠٣٧٨	٠٣٧٤	1.9
				_0.4	_			

(تابسع) لوغاربتات الأعداد لأربعة أرقام عشرية

_			J- 1					3 (2	/	
				ــروق	الف					
٩	A	V	٦	•	٤	٣	۲	١	(· · ·	۸
•	٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	985.	9550
۰	٤	٤	٣	٣	۲	۲	1	١	989.	٩٣٨٥
٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	•	488.	9540
٤	٤	٣	٣	۲	۲	1	١	•	4884	4686
٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	•	4047	9022
٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	•	90A7 97FF 97A+ 97FF	1001
٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	1	•	9756	4778
٤	٤	٣	٣	۲	۲	1	١	•	974.	9770
٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	•	4777	1777
٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	•	4777	AFVP
٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	•	4414	4418
٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	•	4875	1001
8	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	•	44.4	11.5
٤	٤	٣	٣	۲	۲	١	١	•	4401	4488
•	٣	٣	٣	۲	۲	١	١	•	4997	1191
								•		
										••٧٧
								İ	-178	.14.
								i	-177	. 177
								-	.4.4	٠٢٠٤
									.789	450
								į	-19-	777
								İ	. ***	277
								i	٠٣٧٠ ٠	777
										1.3
					_0.	۹ _				

اعداد عشوائية

			
14 VY YV P - 03	T. V 11 L.	el vo 41 4	, y. Tla . I
AT 40 TE 10 .V	77 40 7 17 . 1	11 A Y FA	77 77 . 7 27 97
AT 4A TT .TT	78 99 W 19 77	17 77 TO TV	19 17 80 55 77
· · • • * * • • • • • • • • • • • • • •	. T T F. VV 73	47 27 77	TO ATTO TT ME
Y0 17 71 70 10	. V V V V V	11 18 - 7 77	71 A : 1 : Y 1 - 7
· A AY 98 1 · 97	9107 - 1179	9. TV T	AT 0+ TT " F + T
** ** * * * * * * * * * * * * * * * *	77 VF P , F P A7	. 16 13 L. V.	E1 81 VT . F 79
77 78 EA AT FI	44 00 1 0 44 4A	· 7 5 1 89 77 .	1: 32 31 57 69
87 .0 V. LV .d	14 AV J. A1 A3	15 64 07 6: 15	21414: 1845
14 4. 1. 14 LA	TA 90 (V A9 VO	OV 8 8 4 4 7	11971/1818
٩٠ •• ٤٣ ٨٥ ٢٩	A. 17 F1 AY VO	79 -8 77 -7 / ·	10 81 07 77 17
A1 VA £9 9A YE	11 1417 80 07	77 17 74 VE -	A. PO 17 TA IA
10 98 79 77 79	۲۸ مه ۱۰ م م	· * AT & * · · 1	PY F- 07 PA 37
+1 47 0+ A4 44	35 1- 7. VO 1V	٦٨ ٣٠ ٥٧ ١٠	VE 17 45 88 81
41 YY £1 7V 1E	۰۰ ۲۰ ۲۰ ۲۰ ۸۷	10 PY Y7 0A	۸۸ ۰۸ ۷۰ ۵۰ ۵۰
1V A - EV VO -1	11 17 05 -7 A-	-11-7-99.	70 07 . 40 07
77 7A 04 ET TT	97 09 71 7. 1.	TV EE AT 04 V.	17 01 1 0
V7 4V 48 F4 4F			V0 FF FF 3P F3
44 14 64 71 44			70 T- 70 TA 17
11 17 17 18 35	06 77 : 2 77 30	7 7 3 77 70	10 70 50 67 5.
13 77 1. 77 11	V4 E4 0 L A1 4A	•7 77 9£ 1¢ £	TT 9V &T T1 &&
75 47 30 66 74	tr • ۲ 7 : 41 ro	* • A 3 F / A V•	7. VV A3 P r
YA 1 • V7 EY Y4 ˈ	17 YO VP 73	A9 98 V9 A8 0	19 19 90 90 10
۱۳ ۲۷ ۲۲ ۵۰ ۲۲ ۱	77 VI Y 7V F4	16 YY 41 TO AT	77 31 3 • 17 VF
13 7 77 1.	17 8 • • 77 87	YE YE Y7 YV .	21 94 V7 TO .V

اعداد عشوائية

10 T1 VE 17 TO - WT1 V1 ET - 1 - 7 T9 AE V9 EA 19 9V VO 90 .A 73 .1 31 31 73 1A 3P VP 1A 37 TF VV TO .A 77 30 01 0V 7. 1. AA 19 87 77 19 97 77 77 78 10 17 17 17 17 17 17 17 17 18 19 10 AA VY VY 17 VV 79 11 14 17 77 18 1V YE AA OV 9 VY Y T TV 98 07 V7 Y - F3 - Y AP Y3 VA - I A - 3 F A | A 7 | I Y - 3 | F7 | F - F V 3 F | F V Y TO T. ET .. E. V. 74 NE 10 TT 01 7. A9 9. A1 TY Y1 07 A7 Y9 TO TV ET V9 TT AR 90 99 OF IV EA VV . TE . TT TA F9 00 F9 97 AI AL 31 OV VI 11 11 L. 11 AL 14 . A . O . V. V. A. VI AV I O. V. L. 77 97 77 70 AT 188 77 AV 17 .0 AX 1X 0. T. T. TA V9 1X 70 97 13 1 V AP 73 PO PF 3 · PI OV · T FA AV 3 F FT TO : 30 · Y TO OA 3A PP A. TA . I VI AY OF VP TV IT PT AT IV T. P3 TA IT PV 3Y A. 17 PF P7 " 17 YP OA VE OE 11 PO OP .E 73 TE EP TV O: VY VY 7 - 91 . 1 TY 77 07 08 F7 - 7 AO -9 -7 77 17 77 10 A9 78 17 77 F. PV IA VY OV AT . F F PP VI I. . TY IA 3P IA AT P. 77 17 17 17 18 20 07 77 07 77 A7 77 70 V3 11 71 P1 P7 AA YY OT VE OF Y9 9 . 7 . 79 PF 97 97 YF 18 7 . V9 07 97 AE E0 £Y V · 9 · VA 79 : T7 VA 7A TT - £ | ££ V£ TA AT 7T | T7 Y9 Y7 VT £0 70 T. T. TV TA . . 6 07 VO AV TT . 0 TE TY OA . E V9 91 TI AY . T YT A9 07 9 7 7 17 10 3 A A A Y 2 1 0 7 0 7 7 0 PO PA TT VA IT - . TE AT EE TI VI . O IA TT TT TT . OE TT 97 EE . 1 00 14 .7 19 .0 VO 10 98 17 18 9. YO V7 Y1 OF 11 90 .7 08 7. 76 07 TE T. E. . 1 1A E. VE . . A4 17 T. VY 20 V. T4 T4 T7 T7 VY YY 3V 3A -3 TA PP VI VI A3 -1 V3 3P - Y Y3 YP FI PA AF 13

اعداد عشوائية

A0 FF 30 3A YP A0 ++ ++ PP 37 FT 07 17 Y0 0P A3 A7 FP 1F 33 77 71 00 90 33 -3 77 37 91 14 77 7 7 17 70 70 77 77 77 77 3. VI VP .P Y. | 03 PV FI 30 PI | .. FV VY V. 3P | 17 Y. PI FA 0Y TY 3. YO AS TP AO FF YY PY 63 AY PO PS IV I. AS IS FY YF OP 7. VI 00 00 AF AT P. 7. 33 VF F. . P 03 A. FV 00 F0 03 10 AY VA IV VO IV OV 1 - P FI PV Y · VY OY FY · A YA YY AP TA OB BY VO 10 77 97 64 70 1 .. 07 77 0. . 9 33 6. 15 6. 17 6. 17 06 7. 07 F. OF VA 3F 7. FF FF FV 17 AA 77 .F .7 7F OF 37 03 PO A. 00 3P PY 0 · AP 7P PY YY AY 0F 7P 7A FA PP 71 31 7F AV FA YO 10 AE OF 17 TA 77 -- 77 77 9 - VE 90 EF 79 -0 TV EF V- 9V . 3 07 PY TY 01 [F3 . V 13 PO FA TY 0. PY A1 TO TY AP VA 33 P. Y" Y" OV EQ Y7 TO QE +1 AA 17 A1 +7 78 70 Y+ 19 Y OY TY Y7 P7 FA +A F0 | Y7 Y0 F3 F0 PA | F7 IF Y+ PF Y7 | 30 +F AY 37 YA YY 0A A0 0P 03 07 -3 30 -7 TV 13 00 3V PO FF VP 1 - 1 PO Y . 33 AF F7 P7 YY 1 P 7 · · P A3 Y · [· I P FF FF 7F 03 0 · VY I · 3Y 35 14 43 OF PT . O VP . A O · · F F F PV . T FO PI VY AI 37 TI YO 37 15 10 7A 56 VO V7 3. 77 1. VY VY . 11 VP 71 V3 73 3P TO 79 . 1 14 75 07 77 77 77 79 11 . 1 29 49 49 49 49 79 79 79 79 79 79 YA .. 17 VI VI - F 3 - 77 . 7 PY 70 37 1 PA - 17 OA - F FO A. YA FO TA A ! FF FY OV TT PI I . . . OI TV FY 30 . A FF 0 . AY FT

المضهرس

من	الموضوع
٣	المقدمية
٥	الفصل الأول : مقدمة وتعاريف
	نشأة وتطور ومجالات ومراحل علم الاحصاء
11	النصل الثانى : جمع البيانات والمعلومات الاحصائية
	مصادر البيانات الاحصائية ، وأساليب جمعها – الحصر
79	الشامل، العينات – وأنواع العينيات الاحصائية
	وسائل جمع البيانات الاحصائية من الميدان
	(كشف البحث - صحيفة الاستقصاء أو الإستبيان)
	الفصل الثالث : تضيف وعرض البيانات الاحصائية
٣٧	المبحث الأول: تضيف وعرض البيانات في صورة جدولية
	(التصنيف اليدوى – للبيانات المنفصلة أو المتصلة –
	التصنيف الآلي)
٥٩	المبحث الثاني : العرض البياني للبيانات الإحصائية
	(الاعمدة البيانية، الغط البياني ، الدائرة)
	المدرج التكراري ، المصناع التكراري ، المنحنى التكراري)
	•

مِن	الموضوع
1	النصل الرابع : تعليل البيانات الاحصائية
1.1 (2	مقابيس النزعة المركزية (المتوسطات الاحصائية
1.7	المبحث الأول : الوسط الحسابي
۱۲۳	المبحث الثانى : الوميط
181	المبحث الثالث : المنوال
107	المبحث الرابع : (العلاقة بين المتوسطات السابقة)
17	والمبحث الخامس : الوسط الهندسي
17.	والمبحث السادس: الوسط التوافقي
	الفصل الخامس : مقاييس النشتت
energy Statemen	أولاً : (المدى ، الانصراف الربيعي ، الإنصراف
	الانحراف المعياري)
7.9	ثانياً : مقاييس التشتت النسبي
۲۱۰	معامل الاختلاف المعياري
110	معامل الاختلاف الربيعي
77	منحنی لورنز
779	الفصل السادس : الالتواء والعزوم والتغرطح
	الجرَّء الأول : الإلتـواء
777	معاملات الإلدواء لبيزومسون (ت ، ت ر)
	معامل الالتواء لداولي (ت)

من	الموضوع
74-1	الجزء الثاني : العزوم
717	العزوم حول الصغر
7£3	العزوم حول الوسط الحسابي (العزوم المركزية)
Y0+	العزوم العامة
Y0 Y	العزوم المختصرة
Y00	العزوم ومقاييس الإلتواء
Ye4	الجزء الثالث : التفرطح
Y74	الفصل السابع : دراسة الملاقة بين متغيرين أر أكثر
٣٧١	المبحث الأول : تحليل الانحدار البسيط
	(خط الانحدار)ثابت الاتحدار ، الخطأ المعياري)
79 1	المبحث الثانى : الإرتباط
اط	(شكل الإنتشار ،مغامل الارتباط حسب معامل الارتب
797	الخطى البميط (بيرمون)
715	معامل سبيرمان لإرتباط الرتب
TTX	معامل الإقتران
777	الفصل الثامن : الأرقام القياسية
TT9	الرقم القياسى وأنواعه وإستخداماته
بقام	الأرقام القياسية الزمانية، الرُقام القياسية المكانية الأر
اب	القياسية للأسعار ، الأرقام القياسية للكميات طرق حس
T19	الأرقام القياسية المختلفة لمجموعة من السلع

من	الموضوع
To	١ – الرقم القياس التجميعي البسيط
(لاسبير)۱۳۲۱	٢ – الرقم القياسي التجميعي المرجح
(باشی)	٣ – الرقم القياسي التجميعي المرجح
ئ .	٤ - الرقم القياسي لمارشال وادجوارد
TYA	الأرقام القياسية بالمناسيب
أم القياسية المرجحة	(الأرقام القياسية البسيطة للمناسيب، الأرقا
raı	المناسيب)
	إختبار الأرقام القياسية
£ 77	تعديل الأرقام القياسية
	الأرقام القياسية المتحركة
	الفصل التاسم : السلاسل الزمنية (تحليل وأ
•	مكونات السلسلة الزمنية وتحليلها
	(أ) تغيرات الاتجاه العام
لمتوسطات ، طریقة	(طريقة التمهيد باليد ، طريقة أشباه ا
	المتوسطات؛ طريقة المتوسطات المتحرك
	الصغري)
£0A	(الانجاه العام الخطى / وغير الخطى)
	إستيعاد أثر الانجاء العام
	(ب) التغيرات الموسمية
	(ج) التغيرات العرضية
	(د) التغيرات الدورية
o. \	, ,
	الفديد

هذاالكناب

نشأة وتطور ومجالات ومراحل علم الإحصاء جمع البيانات والمعلومات الإحصائية تصنيف وعرض البيانات الاحصائية تخليل البيانات الاحصائية مقاييس التشتت الالتواء والعزوم والتفرطح دراسة العلاقة بين متغيرين أو أكثر الأرقام القياسية



